

ECONOMÍA CHILENA

Agosto 2017 volumen 20 N.º 2

ARTÍCULOS

Cuando los flujos de capital se detienen

Barry Eichengreen / Poonam Gupta

Política macroprudencial: promesas y desafíos

Enrique G. Mendoza

Propagación de información entre países

Kyriakos Chousakos / Gary Gorton / Guillermo Ordoñez

NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Ejercicio de tensión de empresas: una aplicación al sector corporativo no financiero chileno

Cristián Espinosa D. / Jorge Fernández B. / Francisco Vásquez L.

Compensación inflacionaria y premios por riesgo: evidencia para Chile

Camilo Beyzaga E. / Luis Ceballos S.

REVISIÓN DE LIBROS

CHILE 1810-2010. LA REPÚBLICA EN CIFRAS. HISTORICAL STATISTICS

de José Díaz, Rolf Lüders y Gert Wagner

Klaus Schmidt-Hebbel D.

REVISIÓN DE PUBLICACIONES

Catastro de publicaciones recientes

Resúmenes de artículos seleccionados



El objetivo de ECONOMÍA CHILENA es ayudar a la divulgación de resultados de investigación sobre la economía chilena o temas de importancia para ella, con significativo contenido empírico y/o de relevancia para la conducción de la política económica. Las áreas de mayor interés incluyen macroeconomía, finanzas y desarrollo económico. La revista se edita en la Gerencia de División de Estudios del Banco Central de Chile y cuenta con un comité editorial independiente. Todos los artículos son revisados por árbitros anónimos. La revista se publica tres veces al año, en los meses de abril, agosto y diciembre.

EDITORES

Rodrigo Caputo (Banco Central de Chile)
Gonzalo Castex (Banco Central de Chile)
Diego Saravia (Banco Central de Chile)

EDITORES DE NOTAS DE INVESTIGACIÓN

Álvaro Aguirre (Banco Central de Chile)
Ernesto Pastén (Banco Central de Chile)
Michael Pedersen (Banco Central de Chile)

EDITOR DE PUBLICACIONES

Diego Huerta (Banco Central de Chile)

COMITÉ EDITORIAL

Roberto Chang (Rutgers University)
Kevin Cowan (Banco Interamericano de Desarrollo)
José De Gregorio (Universidad de Chile)
Eduardo Engel (Universidad de Chile)
Ricardo Ffrench-Davis (Universidad de Chile)
Luis Óscar Herrera (BTG Pactual)
Felipe Morandé (Universidad Mayor)
Pablo Andrés Neumeyer (Universidad Torcuato Di Tella)
Jorge Roldós (Fondo Monetario Internacional)
Klaus Schmidt-Hebbel (Pontificia Universidad Católica de Chile)
Ernesto Talvi (Centro de Estudios de la Realidad Económica y Social)
Rodrigo Valdés (Ministerio de Hacienda)
Rodrigo Vergara (Centro de Estudios Públicos)

EDITOR ASISTENTE

Roberto Gillmore (Banco Central de Chile)

SUPERVISORA DE EDICIÓN Y PRODUCCIÓN

Consuelo Edwards (Banco Central de Chile)

REPRESENTANTE LEGAL

Alejandro Zurbuchen (Banco Central de Chile)

El contenido de la revista ECONOMÍA CHILENA, así como los análisis y conclusiones que de este se derivan, es de exclusiva responsabilidad de sus autores. Como una revista que realiza aportes en el plano académico, el material presentado en ella no compromete ni representa la opinión del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

ISSN 0717-3830

ECONOMÍA CHILENA

Septiembre 2017 volumen 20 N.º 2

ÍNDICE

RESÚMENES	2
ABSTRACTS	3
ARTÍCULOS	
Cuando los flujos de capital se detienen Barry Eichengreen / Poonam Gupta	4
Política macroprudencial: promesas y desafíos Enrique G. Mendoza	42
Propagación de información entre países Kyriakos Chousakos / Gary Gorton / Guillermo Ordoñez	90
NOTAS DE INVESTIGACIÓN	
Ejercicio de tensión de empresas: una aplicación al sector corporativo no financiero chileno Cristián Espinosa D. / Jorge Fernández B. / Francisco Vásquez L.	128
Compensación inflacionaria y premios por riesgo: evidencia para Chile Camilo Beyzaga E. / Luis Ceballos S.	150
REVISIÓN DE LIBROS	
CHILE 1810-2010. LA REPÚBLICA EN CIFRAS. HISTORICAL STATISTICS de José Díaz, Rolf Lüders y Gert Wagner Klaus Schmidt-Hebbel D.	166
REVISIÓN DE PUBLICACIONES	
Catastro de publicaciones recientes	170
Resúmenes de artículos seleccionados	176



RESÚMENES

PROPAGACIÓN DE INFORMACIÓN ENTRE PAÍSES

Kyriakos Chousakos / Gary Gorton / Guillermo Ordoñez

El volumen de información que se produce en una economía varía con el tiempo. Se produce más información cuando trae más beneficios, como cuando los agentes prevén un estado en el que muchas empresas arriesgan la quiebra. Las medidas de información basadas en los precios bursátiles comunican hechos importantes sobre las relaciones entre países; la información producida en un subconjunto de economías avanzadas predice crisis en otras economías avanzadas y también en las menos desarrolladas. Dichas medidas de precios bursátiles también predicen los desbalances globales. Demostramos que estas medidas entregan información sobre redistribución de recursos que ocurre por la vía de modificar la composición de monedas de los desbalances, como consecuencia de la producción de información. Estos resultados sugieren que las economías se interconectan a través de un canal de información.

POLÍTICA MACROPRUDENCIAL: PROMESAS Y DESAFÍOS

Enrique G. Mendoza

La política macroprudencial encierra la promesa de convertirse en una herramienta poderosa para prevenir crisis financieras. Una amplificación financiera como respuesta a un *shock* local o a un contagio global y externalidades pecuniarias causadas por restricciones de colateral fisherianas, entrega un buen fundamento para esta política. Estudios cuantitativos muestran que los modelos que incluyen estas restricciones replican hechos estilizados claves de las crisis financieras, y que la política financiera de un planificador ideal socialmente eficiente reduce drásticamente la magnitud y la frecuencia de las crisis. Los estudios también demuestran, sin embargo, que implementar una política macroprudencial efectiva aún debe sortear importantes obstáculos.

Este artículo destaca tres: (i) la complejidad, ya que la política óptima responde ampliamente y en forma no lineal a los movimientos tanto de los factores locales como a las externalidades globales debido a cambios de régimen de liquidez global, noticias sobre fundamentos globales y cambios recurrentes en la innovación y la regulación de mercados mundiales, (ii) falta de credibilidad, dada la inconsistencia temporal de la política óptima con compromiso, y (iii) falla de coordinación, porque se necesita un cuidadoso equilibrio con la política monetaria para evitar ineficiencias cuantitativamente grandes que surgen de violaciones a la regla de Tinbergen o a la interacción estratégica entre las autoridades monetarias y financieras.

CUANDO LOS FLUJOS DE CAPITAL SE DETIENEN

Barry Eichengreen / Poonam Gupta

La reciente reversión de los flujos de capital hacia los mercados emergentes ha puesto de manifiesto la importancia permanente del problema de las paradas repentinas. Este trabajo analiza estos episodios en economías emergentes desde 1991. Se observa que la frecuencia y la duración de las paradas repentinas se han mantenido sin cambios, pero que el peso relativo de los distintos factores en su incidencia sí ha variado. Los factores globales parecen haber ganado en importancia en relación con las características y políticas específicas de cada país. Además, las paradas repentinas ahora tienden a afectar a diferentes partes del mundo en forma simultánea, en lugar de concentrarse en una región. Marcos macroeconómicos y financieros más sólidos han permitido a las autoridades responder con mayor flexibilidad, pero estas respuestas más flexibles no han mitigado el impacto del fenómeno. Estos resultados sugieren que el desafío de comprender y hacer frente a la volatilidad de los flujos de capital está lejos de resolverse.

ABSTRACTS

GLOBAL INFORMATION SPILLOVERS

Kyriakos Chousakos / Gary Gorton / Guillermo Ordoñez

The amount of information produced in an economy varies over time. More information is produced when it is more beneficial, as when agents foresee a state in which many firms may fail. In such a state, it is beneficial to distinguish between possible failures and possible survivors. Stock-price-based measures of information convey relevant facts about cross-country relations; information produced in a subset of advanced economies predicts crises in other advanced economies and in developing markets. Also, stock-price-based measures of information predict global imbalances. We show that these measures are informative about reallocation that occurs via changing the currency composition of imbalances, based on information produced. These results suggest that markets are integrated via an information channel.

MACROPRUDENTIAL POLICY: PROMISE AND CHALLENGES

Enrique G. Mendoza

Macroprudential policy holds the promise of becoming a powerful tool for preventing financial crises. Financial amplification in response to domestic shocks or global spillovers and pecuniary externalities caused by Fisherian collateral constraints provide a sound theoretical foundation for this policy. Quantitative studies show that models with these constraints replicate key stylized facts of financial crises, and that the optimal financial policy of an ideal constrained-efficient social planner reduces sharply the magnitude and frequency of crises. Research also shows, however, that implementing effective macroprudential policy still faces serious hurdles.

This paper highlights three of them: (i) complexity, because the optimal policy responds widely and non-linearly to movements in both domestic factors and global spillovers due to regime shifts in global liquidity, news about global fundamentals, and recurrent innovation and regulatory changes in world markets, (ii) lack of credibility, because of time-inconsistency of the optimal policy under commitment, and (iii) coordination failure, because a careful balance with monetary policy is needed to avoid quantitatively large inefficiencies resulting from violations of Tinbergen's rule or strategic interaction between monetary and financial authorities.

MANAGING SUDDEN STOPS

Barry Eichengreen / Poonam Gupta

The recent reversal of capital flows to emerging markets has pointed up the continuing relevance of the sudden stop problem. This paper analyzes the sudden stops in capital flows to emerging markets since 1991. It shows that the frequency and duration of sudden stops have remained unchanged, but that the relative importance of different factors in their incidence is now different. Global factors appear to have become more important relative to country-specific characteristics and policies. In addition, sudden stops now tend to affect different parts of the world simultaneously, rather than bunching regionally. Stronger macroeconomic and financial frameworks have allowed policy makers to respond more flexibly, but these more flexible responses have not mitigated the impact of the phenomenon. These findings suggest that the challenge of understanding and coping with capital-flow volatility is far from fully met.



CUANDO LOS FLUJOS DE CAPITAL SE DETIENEN*

Barry Eichengreen**

Poonam Gupta***

I. INTRODUCCIÓN

Una parada repentina (*sudden stop*) se produce cuando los flujos de capital se agotan en forma abrupta. El aforismo del banquero: “Lo que mata no es la velocidad, sino el frenazo” ha sido invocado popularmente desde al menos la crisis mexicana de 1994. Luego aumentó con ímpetu la conciencia desde las crisis argentina (1995), asiática (1997), rusa (1998) y brasileña (1999). El visor Ngram de Google muestra un fuerte aumento de las referencias a esta frase a partir del año 2000.¹

La pregunta es si este aumento refleja la creciente incidencia del problema o solo la circulación cada vez mayor del término. La difusión gradual de la terminología académica sugiere que la tendencia observada puede reflejar meramente lo último. Sin embargo, existe al mismo tiempo mayor conciencia sobre la volatilidad de los flujos de capital y las reversiones en la comunidad reguladora, como se refleja en la decisión del Fondo Monetario Internacional de adoptar una nueva visión más complaciente de los controles de capital y las intervenciones de los mercados de capital internacionales en general (FMI, 2012), indicativa, quizás, de un problema cada vez mayor. Episodios como el ocurrido en el 2013, cuando el rumor de que la Reserva Federal podría poner fin anticipado a sus compras de valores causó una sobrerreacción de los mercados (hoy conocida como *taper tantrum*) y el colapso de las monedas de mercados emergentes, y al igual que el episodio de normalización del 2015, cuando las expectativas de que la Fed pronto empezaría a subir las tasas de interés en Estados Unidos llevaron a una salida de fondos de los mercados emergentes, sugieren que efectivamente las paradas repentinas pueden estar volviéndose más frecuentes o, tal vez, más perjudiciales.

En este trabajo ampliamos análisis anteriores de paradas repentinas, contrastando su incidencia y gravedad antes y después del año 2002, que marca

* Presentado en la XX Conferencia del Banco Central de Chile “Monetary Policy and Global Spillovers: Mechanisms, Effects and Policy Measures”, realizada el 10 y 11 de noviembre de 2016.

Nuestro agradecimiento a Anderson Ospino, Serhat Solmaz y Rama Yanamandra por su excelente asistencia en la investigación. Agradecemos los comentarios de Andrés Velasco y al público de las conferencias del Banco de España y del Banco Central de Chile.

** Universidad de California en Berkeley, EE.UU. E-mail: eichengr@econ.berkeley.edu

*** Banco Mundial. E-mail: pgupta5@worldbank.org

1 Ver https://books.google.com/ngrams/graph?content=sudden+stop&year_start=1970&year_end=2008&corpus=15&smoothing=0&share=&direct_url=t1%3B%2Csudden%20stop%3B%2Cc0.

el final del período cubierto por la mayoría de las contribuciones clásicas de la literatura.² Nuestras contribuciones centrales son dos. En primer lugar, actualizamos las contribuciones clásicas anteriores, destacando lo que, si algo, ha cambiado durante aproximadamente una década desde su publicación inicial. En segundo lugar, analizamos la respuesta de política, preguntándonos si esa respuesta ha evolucionado con el tiempo y, específicamente, si hay evidencia de que los bancos centrales y los gobiernos de los mercados emergentes responden de maneras que prometan estabilizar mejor la producción, el empleo y lo que no es menor, los mercados financieros internos.

Mostramos que la frecuencia y la duración de las paradas repentinas en los mercados emergentes se han mantenido sin mayores cambios desde el 2002. La impresión superficial obtenida del episodio de reducción de compra de activos (*tapering*) del 2013 podría sugerir lo contrario. Sin embargo, pese a la inquietante cobertura de prensa, encontramos que las interrupciones de flujos de capital durante la discusión de la Fed y la implementación de su política de recortar las compras de valores fueron más suaves que las paradas repentinas de años anteriores. Estos episodios fueron más breves, implicaron reversiones menores y tuvieron un impacto más leve en las variables financieras y reales.³ De hecho, se las podría llamar pausas repentinas en lugar de paradas repentinas.

Al mismo tiempo, los factores globales parecen haber cobrado importancia a la hora de explicar la incidencia de las paradas repentinas. Del mismo modo, cuando consideramos una medida de contagio o concurrencia, como el número de paradas repentinas que ocurren simultáneamente en otros países, encontramos que desde el año 2002 las paradas repentinas importan a nivel mundial, mientras que en el período anterior esta incidencia se había limitado a la misma región, como el país en cuestión que tenía el mayor poder estadístico. Una vez más, nos inclinamos a interpretar esto en términos de la creciente importancia de los factores globales.

Como es bien sabido, las paradas repentinas tienen efectos financieros y efectos reales. Confirmamos que los efectos financieros se materializan primero: el tipo de cambio se deprecia, las reservas disminuyen y los precios de las acciones caen. Luego se desacelera el crecimiento del PIB, la inversión se ralentiza y la cuenta corriente se fortalece. El crecimiento del PIB cae alrededor de 4% interanual en los primeros cuatro trimestres de una parada repentina. La disminución del PIB es algo mayor en el segundo subperíodo, lo que refleja un *shock* global mayor (mayor aumento del VIX, en particular), algo cuyos efectos fueron compensados solo en forma parcial por posiciones macroeconómicas más sólidas.

² Los cinco trabajos empíricos más citados sobre paradas repentinas, de acuerdo con Google Scholar, son Calvo, Izquierdo y Mejía (2004), Calvo, Izquierdo y Talvi (2003), Cavallo y Frankel (2008), Edwards (2004a), y Edwards (2004b). Ninguno utiliza datos para el período posterior al 2002.

³ El panorama puede verse diferente una vez que tengamos suficientes datos para analizar el episodio de normalización del 2015, pero los datos parciales disponibles al momento de escribir esto sugieren que solo para algunos países los cambios en los flujos de capital en el 2015 califican como paradas repentinas.



En la década de 1990 los países respondieron bajando el tipo de cambio y a veces dejando flotar la moneda, y luego mediante el apoyo de ese nuevo tipo de cambio o flotación con una política monetaria más contractiva. En los casos más afectados se recurrió a un programa del FMI, cuya extensión estaba normalmente condicionada a reformas comerciales, contracción fiscal y privatización de empresas públicas. En el segundo subperíodo, hubo menos tendencia a contraer tanto la política monetaria como la fiscal. De hecho, algunos países fueron capaces de reducir las tasas de interés de política con el fin de apoyar la actividad económica y los mercados financieros. Una menor restricción monetaria y cierta depreciación monetaria fueron viables porque en el ínterin los países habían reducido los descalces de moneda extranjera, limitando el efecto negativo de la depreciación sobre sus balances. Al estar ya más cerca del equilibrio los presupuestos (con posiciones fiscales más fuertes), los gobiernos pudieron responder con menor consolidación fiscal. En la década de los 2000 se recurrió con menos frecuencia a los programas del FMI, en parte porque entretanto los países habían acumulado mayores reservas internacionales y se habían movido hacia tipos de cambio más flexibles.

Esto es progreso, después de una moda. Al mismo tiempo, está claro que la receta de posiciones fiscales más fuertes, tipos de cambio más flexibles, mercados financieros más profundos y menos descalce de divisas no han aislado a los mercados emergentes de paradas repentinas; la frecuencia del evento no ha disminuido. Cualquier beneficio de los fundamentos de los países más fuertes ha sido compensado por mayores *shocks* externos. El progreso en el frente político tampoco ha limitado los efectos negativos en la producción. Como se muestra a continuación, la caída de la producción en los primeros cuatro trimestres no es menor en el segundo subperíodo que en el primero; si algo, es ligeramente mayor.⁴ Al parecer, con el continuo crecimiento de los mercados financieros y transacciones internacionales, los países están ahora expuestos a mayores reversiones de flujos de capital y esas mayores reversiones tienen efectos más disruptivos en la producción. Es preocupante que ni las autoridades nacionales, con el mayor margen normativo, ni las instituciones financieras internacionales, con su proliferación de líneas de financiamiento, hayan logrado blindar los mercados emergentes contra estos efectos.

II. FUNDAMENTOS

Nuestra muestra de países incluye todos los mercados emergentes con sus propias monedas para los que se dispone de datos de flujos de capital correspondientes al menos a 24 trimestres consecutivos entre 1991 y el 2014. Nuestra fuente primaria de datos de flujos de capital brutos trimestrales son las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI (acceso a través de Haver Analytics). Tenemos datos de 20 mercados emergentes de 1991, 28 de 1995

⁴ Aunque la diferencia no es estadísticamente significativa a niveles de confianza estándares.

y 34 desde el 2000 en adelante, lo que resulta en un panel desequilibrado. En pruebas de robustez, trabajamos con una muestra equilibrada más pequeña, para la que existen datos de todo el período.⁵

Las paradas repentinas ocurren cuando los flujos de entrada están cierto número de desviaciones estándares por debajo de su promedio en un número predefinido de años anteriores. La mayoría de los estudios solo clasifican los episodios como tales cuando duran más de un trimestre. Si bien algunos artículos se centran en los flujos de entrada de capital netos de no residentes, otros agregan los flujos de salida de capital netos de residentes.⁶ Algunos artículos utilizan datos para todos los flujos de capital, mientras que otros solo datos de rubros que no son de inversión extranjera directa (IED), con el argumento de que los flujos de IED son relativamente estables.⁷

Nos centramos en flujos de cartera y otros flujos (que en la práctica consisten principalmente en préstamos y créditos comerciales) de no residentes en razón de que son el componente más volátil (gráfico 1).⁸ Clasificamos un episodio como parada repentina cuando los flujos de entrada de cartera y otros de no residentes disminuyen por debajo de la media de los 20 trimestres anteriores en al menos una desviación estándar, cuando la disminución dura más de un trimestre y cuando los flujos están dos desviaciones estándares por debajo de su promedio anterior durante al menos un trimestre. Los episodios terminan cuando los flujos de capital se recuperan hasta la media anterior menos una

5 El apéndice A contiene la lista completa de países y los períodos respecto de los cuales se dispone de datos.

6 Ver, por ejemplo, Forbes y Warnock (2014). Cavallo y otros (2013) muestran que las paradas repentinas de flujos de entrada de no residentes tienden a ser mayores y a tener mayor impacto en las economías que los impulsados por flujos de salida de residentes.

7 Por supuesto, esta no es la única muestra de países, periodicidad y algoritmo para identificar las paradas repentinas que podrían emplearse. En un influyente estudio anterior, Calvo y otros (2004) utilizan datos mensuales para 20 mercados avanzados y emergentes durante el período 1990-2001. Dado que los datos de flujos de capital no están disponibles con frecuencia mensual, en su lugar utilizan el cambio en las reservas y la balanza comercial. Según su definición, una parada repentina comienza cuando los flujos de capital así medidos caen una desviación estándar por debajo de la media durante los últimos 24 meses; el episodio continúa hasta que los flujos se recuperan por encima de la media anterior. Además, requieren que, en al menos un mes durante el episodio, los flujos de capital caigan dos desviaciones estándar por debajo de su media anterior. También construyen un indicador alternativo que añade a lo anterior un criterio adicional de perturbación costosa de la actividad económica, definida como una caída de la producción de al menos dos desviaciones estándar por debajo de la variación media en el logaritmo de la producción (más al respecto a continuación). Forbes y Warnock (2012) definen las paradas repentinas de manera similar, pero utilizan datos sobre flujos de capital reales disponibles en frecuencia trimestral. Se dice que ocurre una parada repentina cuando la variación interanual de los flujos de capital en cuatro trimestres está al menos una desviación estándar por debajo de la media de los cinco años anteriores y cuando, en al menos un trimestre, los flujos están dos desviaciones estándar por debajo de ese promedio anterior. Descartan episodios que duren un solo trimestre.

8 Se podrían cortar los datos de manera diferente. Por ejemplo, Forbes y Warnock (2014) sugieren centrarse en la deuda y otros flujos, excluyendo flujos de capital, por considerar que estos son fundamentalmente diferentes. Blanchard y Acalin (2016) sugieren que puede ser deseable incluir también la inversión extranjera directa, ya que se comporta de manera muy similar a los flujos de cartera. Más adelante ofrecemos algunas comparaciones limitadas con otras categorías de movimiento de capital (flujos de IED y flujos de cartera de residentes).

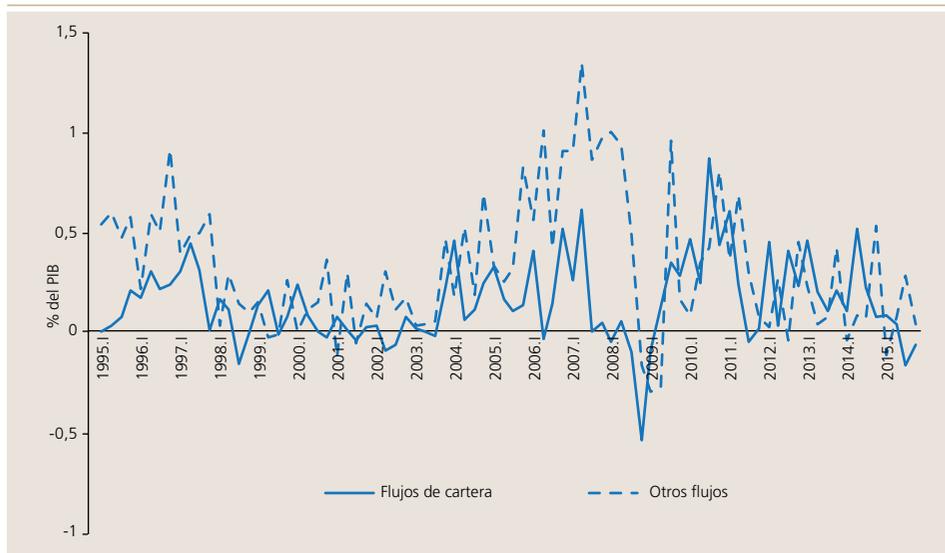
desviación estándar. Cuando se producen dos paradas repentinas en forma muy seguida (lo que pocas veces sucede), las tratamos como un solo episodio.⁹

Las fechas resultantes se enumeran en el apéndice A. Se verificó exhaustivamente la coherencia de la lista respecto de los datos sobre países proporcionados por el FMI en el Artículo IV de sus informes.¹⁰ También se enumeran en el apéndice A episodios identificados mediante un criterio alternativo, en que la parada repentina termina cuando los flujos de capital se recuperan a la media de los últimos 20 trimestres.

Gráfico 1

Flujos de cartera y otros flujos de capital

(mediana de flujos a todas las economías emergentes, porcentaje del PIB)



Fuente: Elaboración propia.

9 En algunos casos en que el criterio de la disminución de flujos de capital en dos desviaciones estándar por debajo de la media no se cumplió por muy poco, todavía identificamos ese episodio como parada repentina. Por cierto, se podrían medir los flujos de capital y su volatilidad de diferentes maneras. Al centrarnos en los flujos de entrada brutos de no residentes, seguimos a Efremidze et al. (2015), quienes muestran que una caída drástica de los flujos brutos del exterior tiende a estar más fuertemente asociada a las paradas repentinas definidas aquí (y son más reveladoras para entender estas últimas que, entre otras cosas, los flujos netos).

10 En muy pocos casos en que observamos discrepancias, consideramos la discusión cualitativa del Artículo IV de los informes como definitiva.

Como medidas de la orientación de las políticas monetarias y fiscales, consideramos los cambios de las tasas de interés de política y los anuncios de alzas de impuestos, y cambios en el gasto. La información sobre estas políticas monetarias y fiscales, la participación en programas del FMI y las repercusiones de las reformas estructurales se obtuvo de una lectura detallada del correspondiente Artículo IV de los informes del FMI, informes de programas y otros documentos, tanto de Haver Research como de otros sitios web orientados al mercado. Nos basamos en el informe AREAER del FMI para codificar los cambios en los acuerdos sobre tipo de cambio, cambios en la liberalización de las cuentas de capital y medidas de restricción, y medidas de políticas macroprudenciales.¹¹ Examinamos estos documentos para ver los cambios de políticas en la misma ventana de tiempo (los mismos trimestres) para las que codificamos a un país como objeto de una parada repentina.

Las fuentes de estos datos y su matriz de correlación aparecen en el apéndice B.

III. ACTUALIZACIÓN DE LOS HECHOS ESTILIZADOS

Identificamos 46 paradas repentinas desde 1991, las que figuran en el apéndice A. Estos episodios duran en promedio cuatro trimestres. Los flujos de salida de capital durante las paradas repentinas son en promedio 1,5% del PIB por trimestre (en forma acumulativa 6% del PIB durante la parada) en comparación con los flujos de entrada de alrededor de 1,7% del PIB por trimestre durante el año anterior. Esto implica una oscilación en los flujos de capital de alrededor de 3% del PIB en un trimestre, cantidad bastante considerable.

La frecuencia de las paradas repentinas en un trimestre es de aproximadamente 2%, o de 8% en un año. La frecuencia y duración de estos episodios, y la magnitud de los flujos de salida de capital asociados son similares en todos los subperíodos. Si bien la duración de las paradas repentinas es ligeramente más breve en el segundo subperíodo, la diferencia no es estadísticamente significativa. En otras palabras, ninguna de las estadísticas en las cinco primeras filas del cuadro 1 difiere en forma significativa en las columnas a niveles de confianza estándares. La diferencia significativa entre los dos subperíodos es la magnitud de la reversión de flujos de capital, definida como los flujos de capital medios durante la parada repentina (ya sea en los primeros cuatro trimestres del evento o durante todos los trimestres del evento) menos los flujos de capital medios de los cuatro trimestres anteriores, todo escalado por el PIB. La reversión es significativamente mayor en el segundo subperíodo que en el primero.

El cuadro 1 también muestra que las entradas de capital durante las paradas repentinas de los cuatro trimestres anteriores fueron mayores como proporción

¹¹ Para las iniciativas de política macroprudencial, utilizamos la información de AREAER en la Rúbrica XII: Disposiciones Específicas del Sector Financiero, complementadas con información del Artículo IV de los informes del FMI.



del PIB del país receptor en el segundo período. (Lo que es cierto para cuatro trimestres también lo es para los ocho y doce trimestres anteriores, aquí y en el resto de este párrafo.) Ese aumento del volumen de flujos de entrada en el período anterior no refleja un aumento del capital de cartera (relacionado con mercados de acciones y bonos). Más bien, se explica plenamente por un aumento de otras entradas (préstamos interbancarios, créditos de proveedores, crédito comercial y otros elementos más difíciles de clasificar). El gráfico 1 confirma que esos otros flujos han crecido más y se han hecho más volátiles. Se podría sospechar que, dado que las autoridades han endurecido la supervisión y la regulación de los flujos de deuda de cartera a corto plazo y acciones en respuesta a problemas anteriores, otros flujos se han convertido en conductores más importantes para los movimientos de capital a corto plazo.¹² El gráfico 2 muestra que sigue ocurriendo, al igual que antes del 2003, que los flujos de IED son menos volátiles que los de cartera y otros flujos.

Al igual que antes, se siguen amontonando paradas repentinas en algunos años. Mientras en la década de 1990 se concentraron en torno a las crisis asiática y rusa, en la última década el grupo más prominente tuvo lugar en 2008-2009, en la época de la agitación provocada por el colapso de Lehman Brothers. Esto sugiere que, al dar cuenta de la incidencia, es importante considerar factores globales.

Cuadro 1

Paradas repentinas en 1991-2002 y en 2003-2015

	1991-2002	2003-2015
Nº de paradas repentinas (PR)	16	30
Como porcentaje de observaciones disponibles	1,8 % (16/903)	2,1 % (30/1446)
Nº de trimestres de duración de los paradas repentinas	4,5	3,6
Flujos de capital durante PR (% del PIB), primer trimestre	-1,61	-1,25
Flujos de capital durante PR (% del PIB), promedio de primeros cuatro trimestres	-1,79	-1,36
Flujos de capital en los cuatro trimestres anteriores a PR (% del PIB)	1,28	2,0^
Flujos de cartera en los cuatro trimestres anteriores a PR (% del PIB)	0,68	0,42*
Otros flujos en los cuatro trimestres anteriores a PR (% del PIB)	0,60	1,57^^
Reversión de flujos de capital:		
Promedio de flujos de capital durante cuatro trimestres de PR – Promedio de flujos de capital en los cuatro trimestres anteriores	-3,06	-3,54*
Rotación de flujos de capital: Promedio de flujos de capital durante todos los trimestres de PR. Promedio de flujos de capital en los cuatro trimestres anteriores.	-2,28	-3,16***

Fuente: Elaboración propia.

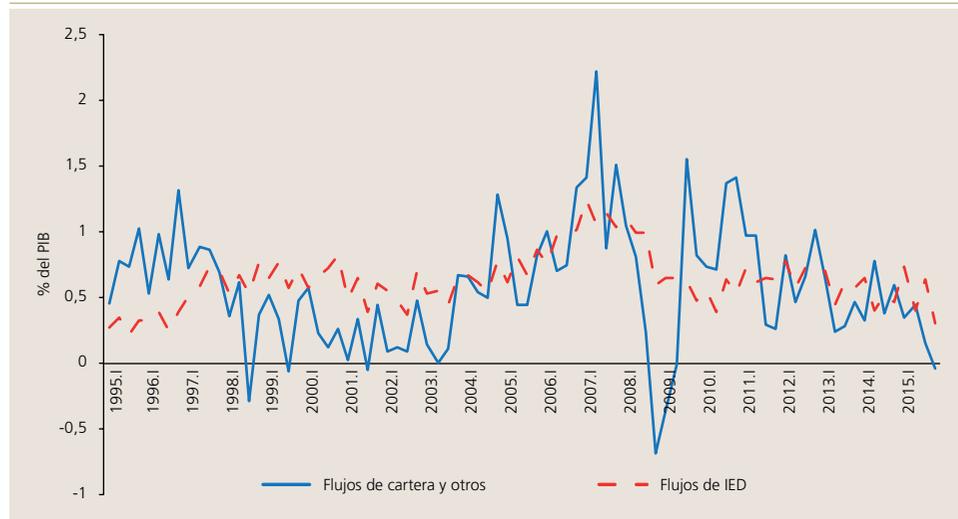
*, **, *** indican que el valor es significativamente inferior en la segunda columna, comparado con la primera a niveles de significancia de 10, 5 o 1% (en un test de una cola). ^, ^^, ^^ ^ indican que el valor es significativamente mayor en la segunda columna que en la primera, al nivel de significancia de 10, 5 o 1% (en un test de una cola).

12 Este patrón es especialmente llamativo a la luz de los esfuerzos oficiales en la segunda mitad del período, en Asia y en otras partes, para desarrollar los mercados de bonos como un “neumático de repuesto” para la intermediación en los mercados emergentes. Los datos muestran que, no obstante estas iniciativas, los préstamos bancarios y los flujos relacionados son lo que crecieron más rápidamente en promedio, entre los dos subperíodos.

Gráfico 2

Magnitud de flujos de IED y otros

(mediana de flujos a todas las economías emergentes, porcentaje del PIB)



Fuente: Elaboración propia.

No se produjeron paradas repentinas así definidas durante el episodio de *taper tantrum* de mediados del 2013, cuando la Reserva Federal planteó la posibilidad de restringir las compras de valores de la institución, provocando así volatilidad en los mercados financieros emergentes (ver la primera columna del apéndice A). En este período se produjo una disminución de las entradas de capital en los mercados emergentes y, en algunos casos, reversión de flujos de capital, pero solo duraron un trimestre, en comparación con más de cuatro trimestres en promedio, en nuestros casos de paradas repentinas. Así pues, la disminución no tuvo la duración requerida para calificar como parada repentina de acuerdo con nuestro algoritmo.

Asimismo, la magnitud de la reversión de flujos de capital no fue comparable. Los flujos de entrada de capital en los cuatro trimestres anteriores promediaron menos del 1% del PIB en el episodio de *tapering*, en oposición a más del 1,5% en las paradas repentinas. La oscilación de flujos de entrada o salida fue 1,5% del PIB en un trimestre, en contraposición a más de 3% del PIB en nuestros episodios de paradas repentinas. La depreciación de la moneda fue de más del triple en los episodios de paradas repentinas. La disminución de precio de las acciones fue cinco veces mayor.¹³ Seleccionamos dos paradas repentinas a

¹³ Podría objetarse que nuestros criterios para definir las paradas repentinas incluyen que la interrupción del flujo de capital dure al menos dos trimestres, mientras que estos eventos típicamente duraron solo uno, lo que significa que estamos comparando peras con manzanas. Si relajamos el requisito de que las paradas repentinas deben durar al menos dos trimestres e incluimos también una interrupción de un trimestre, la reversión de flujos de capital sigue siendo 50% mayor en esta muestra ampliada de paradas repentinas. De acuerdo con esta observación, la depreciación del tipo de cambio en el trimestre en cuestión es todavía más del doble, y la caída de precio de las acciones sigue siendo de tres veces.



principios del 2014, en la Federación Rusa y Ucrania, pero es posible que sean atribuibles a factores distintos de los rumores de recorte de la Fed, dado el tiempo transcurrido y los acontecimientos geopolíticos simultáneos.¹⁴

Es igualmente interesante observar que solo dos países —Chile y Corea del Sur— satisfacen nuestros criterios para experimentar una parada repentina en el 2015. Se ha comentado mucho la disminución de la entrada neta de capital a los mercados emergentes en el 2015, pero esta disminución fue “una intensificación de las tendencias que se venían produciendo desde el 2012, por lo que el episodio actual se percibe más como una sequía prolongada que como un evento de crisis”, de acuerdo con el Instituto de Finanzas Internacionales (citado en Strohecker, 2016). Se puede argumentar que se trata de un tipo diferente de episodio: una parada gradual en lugar de una parada repentina; sin embargo, cuando los datos para el 2016 estén disponibles, puede que más países todavía hayan sufrido una parada repentina, a partir de los últimos trimestres del 2015.

En el cuadro 2 hacemos una regresión de diferentes tipos de flujos de capital en una variable *dummy* para los primeros cuatro trimestres de una parada repentina.¹⁵ Los resultados indican que mientras los flujos de entrada de cartera y otros flujos de no residentes disminuyen de manera significativa durante las paradas repentinas, el cambio es mayor para otros flujos que para los de cartera. De acuerdo con estudios anteriores, vemos que los residentes buscan respuestas estabilizadoras, reduciendo las salidas de capital durante las paradas repentinas (en mayor medida en los años 2000 que con anterioridad), si bien la disminución de los flujos de salida de residentes no es suficiente para compensar el impacto de la fuga de los no residentes.¹⁶

En general, entonces, la frecuencia y duración de las paradas repentinas se ha mantenido prácticamente sin cambios desde el período cubierto por estudios anteriores, aun cuando los países en cuestión hayan cambiado con el tiempo, la reversión de los flujos de cartera posiblemente sea mayor y otros flujos se hayan vuelto más importantes.

En cuanto a los efectos, los cuadros 3 y 4 muestran que cuando ocurre una parada repentina, el tipo de cambio se deprecia y las reservas no disminuyen de forma imprevista. Dado que la caída de la inversión es en proporción mayor que la del PIB y, en consecuencia, que la caída del ahorro, la cuenta corriente se fortalece. Aunque el impacto en las variables financieras alcanza su nivel más alto en los primeros dos trimestres, el impacto en las variables reales, como la cuenta corriente, el crecimiento del PIB y la inversión, alcanza su nivel

14 Específicamente, los bajos precios del petróleo, la intervención rusa en Ucrania y la amenaza de sanciones occidentales jugaron un papel.

15 Quitamos de las regresiones los trimestres posteriores de episodios de paradas repentinas, si los hay. Las regresiones se calculan utilizando efectos fijos locales, con errores estándares robustos.

16 Este contraste entre flujos de salida de no residentes y flujos de entrada de residentes, durante los mismos episodios de parada repentina, es coherente con el énfasis en entradas de capital brutas en comparación con entradas de capital netas en análisis recientes de la volatilidad de los flujos de capital (por ejemplo, Forbes y Warnock, 2014).

más alto posteriormente.¹⁷ La caída del crecimiento del PIB es significativa: el crecimiento es unos 4 puntos porcentuales más lento año tras año en los primeros cuatro trimestres de la parada repentina.¹⁸ No hay una diferencia significativa entre el primer y segundo subperíodo en la magnitud de esa desaceleración del crecimiento, la caída del producto es mayor en el segundo subperíodo, pero la diferencia no es significativa a niveles de confianza convencionales. Curiosamente, la variable en la que el impacto es significativamente mayor en el segundo subperíodo es el precio de las acciones, lo que supuestamente refleja la mayor atención prestada a los mercados de valores emergentes en el segundo período por los inversionistas internacionales. Otra variable cuyo impacto difiere entre los subperíodos es el tipo de cambio efectivo real (y en menor medida, el tipo de cambio efectivo nominal), lo que muestra una menor depreciación en el segundo subperíodo, reflejo tal vez de una mayor concentración de paradas repentinas en el segundo período.

Cuadro 2

IED, flujos de capital de cartera y otros, de no residentes y residentes, durante paradas repentinas

Variables	(1) Flujos de cartera (% del PIB)	(2) Otros Flujos (% del PIB)	(3) Flujos totales de cartera y otros, (% del PIB)	(4) Flujos netos de capital de residentes y no residentes (% del PIB)
Parada repentina	-0,587*** [3,40]	-1,823*** [4,18]	-2,410*** [6,73]	-2,289*** [6,85]
Dummy para 2003-2015	0,118** [2,24]	0,095 [0,90]	0,211* [1,82]	-0,082 [0,72]
Dummy PR* en 2003-2015	-0,376 [1,63]	0,117 [0,28]	-0,243 [0,61]	0,338 [0,82]
Constante	0,273*** [8,51]	0,533*** [8,19]	0,798*** [11,81]	0,419*** [6,46]
Nº de observaciones	2.626	2.610	2.610	2.610
R-cuadrado	0,052	0,079	0,130	0,085
Número de países	34	34	34	34
R-cuadrado ajustado	0,0513	0,0775	0,129	0,0835

Fuente: Elaboración propia.

Datos trimestrales de 1991 al 2015. La variable dependiente es flujos de cartera, otros flujos, o la suma de ambos para no residentes, o flujos netos de residentes y no residentes, como % del PIB. Las regresiones incluyen efectos fijos de país. Se incluyen los primeros cuatro trimestres del parada repentina en las regresiones. Entre paréntesis, estadísticos t robustos. *, **, o *** indica que el coeficiente es significativo al 10, 5 o 1% de nivel de significancia. Las regresiones con efectos fijos de año en lugar de un intercepto distinto para el período posterior al 2003 dan coeficientes similares.

17 En el espíritu de Eichengreen, Rose y Wyplosz (1995), también construimos un índice compuesto del impacto de las paradas repentinas en el mercado de divisas, compuesto por la tasa de depreciación cambiaria y la disminución de las reservas, así como en algunos casos la caída de precio de las acciones. Normalizamos la serie restando los valores medios de las variables respectivas en los 20 trimestres anteriores y dividiendo por la desviación estándar de ese período. Estos índices, sin y con precio de las acciones, muestran patrones similares (los resultados no se informan por razones de espacio).

18 Cabe señalar aquí que nuestro indicador de paradas repentinas no se basa en las caídas del producto alrededor de las fechas indicadas, en contraste con la medida alternativa en Calvo y otros (2004) (ver la nota 7 precedente).



Cuadro 3

Comparación de impactos en el tiempo

Variables	(1) Depreciación del tipo de cambio	(2) Variación del tipo de cambio real	(3) Variación de reservas	(4) Variación de precio de acciones (real)	(5) Crecimiento del PIB (trimestral anual)	(6) Crecimiento de la inversión (trimestral anual)	(7) Saldo de cuenta corriente (% del PIB)
Parada Repentina	11,11** [2,58]	8,80*** [3,54]	-12,51** [2,70]	-3,16 [0,95]	-3,74*** [3,35]	-11,62*** [2,88]	1,68 [1,55]
Dummy para 2003-2015	-4,38*** [2,86]	-0,15 [0,53]	-1,05 [1,48]	2,63*** [4,10]	0,68 [1,58]	0,24 [0,14]	-0,10 [0,12]
Dummy PR* en 2003-2015	-3,37 [0,76]	-5,66** [2,20]	5,43 [1,06]	-7,30* [1,88]	-1,17 [0,83]	1,60 [0,26]	-0,78 [0,57]
Constante	4,47*** [4,71]	-0,31 [1,54]	2,82*** [5,99]	0,89** [2,05]	3,76*** [12,56]	7,74*** [7,05]	-1,55*** [2,77]
N° de observaciones	2.616	2.234	2.669	2.355	2.236	2.031	2.076
R-cuadrado	0,053	0,072	0,007	0,024	0,071	0,029	0,004
Número de países	34	28	34	31	33	29	31
R-cuadrado ajustado	0,0516	0,0705	0,00628	0,0229	0,0700	0,0275	0,00288

Fuente: Elaboración propia.

Datos trimestrales de 1991 al 2015. Variables dependientes según indica la primera fila. Todas las variables en porcentaje. Crecimiento del PIB y Crecimiento de la inversión son año con año. Las regresiones incluyen efectos fijos de país. Entre paréntesis, estadísticos t robustos. *, **, o *** indica que el coeficiente es significativo a nivel de significancia de 10, 5 o 1%. Las regresiones con efectos fijos de año en lugar de un intercepto distinto para el período posterior al 2003 dan coeficientes similares.

Cuadro 4

Impacto en variables financieras y económicas

Variables dependientes	Depreciación del tipo de cambio	Variación de reservas	Variación de precio de acciones (real)	Crecimiento del PIB	Crecimiento de la inversión (a/a)	Saldo de cuenta corriente /PIB
Trimestre 1	10,126*** [4,37]	-14,538*** [4,75]	-15,826*** [5,45]	-2,270*** [3,09]	-6,019** [2,75]	-0,662 [1,12]
Trimestre 2	12,853*** [3,40]	-6,494*** [2,85]	-10,442*** [3,20]	-5,521*** [4,97]	-9,038** [2,17]	1,045 [1,14]
Trimestre 3	3,514** [2,39]	-7,844 [1,50]	2,883 [0,79]	-5,845*** [4,51]	-16,643*** [3,83]	2,506** [2,32]
Trimestre 4	5,621 [1,67]	-4,861 [0,64]	-0,304 [0,07]	-5,193*** [2,95]	-14,447** [2,46]	3,272*** [2,84]
Constante	1,823*** [17,68]	2,173*** [15,93]	2,549*** [22,86]	4,204*** [70,94]	7,904*** [41,00]	-1,622*** [38,16]
N° de observaciones	2.658	2.669	2.355	2.236	2.031	2.076
R-cuadrado	0,029	0,008	0,032	0,074	0,034	0,010
Número de países	34	34	31	33	29	31
R-cuadrado ajustado	0,027	0,01	0,03	0,07	0,03	0,01

Fuente: Elaboración propia.

Datos trimestrales de 1991 al 2015. Variables dependientes según indica la primera fila. Todas las variables en porcentaje. Crecimiento del PIB y crecimiento de la inversión son año con año. Las regresiones incluyen efectos fijos de país. Entre paréntesis, estadísticos t robustos. *, **, o *** indica que el coeficiente es significativo a nivel de significancia de 10, 5 o 1%. Las regresiones con efectos fijos de año en lugar de un intercepto distinto para el período posterior al 2003 dan coeficientes similares.

Analizamos la probabilidad de que un país que experimente una parada repentina estimando:

$$Prob(SS_{it} = 1) = F(X_t^{Global} \alpha + Z_{i\ avg(t-1..t-8)}^{Domestic} \gamma) \quad (1)$$

donde SS_{it} es una *dummy* que toma el valor 1 si el país i experimenta un episodio de parada repentina en un trimestre t .¹⁹

Como factores globales o externos, consideramos el log del VIX como *proxy* de la aversión al riesgo global; la oferta de dinero G4 (calculada como el porcentaje de cambio en la suma de M2 en los Estados Unidos, la Eurozona, Japón y el Reino Unido, o en el porcentaje de su PIB combinado) como *proxy* de liquidez a nivel mundial; el crecimiento del PIB mundial (para dar cuenta de la fuerza de la economía global, tal vez otro reflejo del apetito de inversión de los inversionistas), y la política de tasas de interés de la Reserva Federal (para dar cuenta del papel especial del dólar como fuente de liquidez al sistema financiero global).²⁰ Además, contamos el número de paradas repentinas que se inician en otras partes de la región o del mundo en el mismo trimestre.

Como factores específicos de cada país, consideramos el crecimiento del PIB, la deuda pública, el déficit presupuestario y el aumento de los flujos de capital en períodos anteriores (flujos de entrada de cartera y otros flujos de entrada de no residentes en porcentaje del PIB para denotar la posibilidad de que las paradas repentinas sean precedidas por grandes flujos de entrada de capital). Incluimos variables destinadas a captar el sobrecalentamiento y el aumento del apalancamiento durante los episodios de grandes entradas de capital, como el saldo de la cuenta corriente, el crédito bancario y la apreciación del tipo de cambio real. También consideramos las reservas (como porcentaje del PIB) como medida de la capacidad de resistir el impacto de una parada repentina, reduciendo así la probabilidad de tal parada. Para dar cuenta de la posibilidad de que las economías financieras más abiertas sean más susceptibles a una parada repentina en respuesta a *shocks* externos o a vulnerabilidades nacionales, incluimos la apertura financiera *de facto* de la economía, calculada como la posición de inversión internacional para flujos de cartera y otros en porcentaje del PIB. Para estas variables nacionales, la endogeneidad es una preocupación, por lo que anotamos su promedio en los ocho trimestres anteriores.²¹

19 Estimamos la ecuación mediante un probit, así como otros modelos de variables dependientes limitadas, tales como logit y el marco logarítmico complementario, cloglog (siguiendo a Forbes y Warnock, 2012), ya que es probable que la distribución de F sea asimétrica, porque los episodios ocurren en forma irregular.

20 Las variables dentro de cada categoría están correlacionadas entre sí; por lo tanto, las incluimos parsimoniosamente en las regresiones. Cuando se utilizan datos trimestrales para el PIB mundial, agregamos datos para los países más grandes de los cuales se dispone de estos datos. Estos representan aproximadamente dos tercios del PIB mundial.

21 Esto también debería ayudar a atenuar problemas de ruido en los datos trimestrales. Los resultados no cambian cuando se promedian las variables internas en períodos algo más cortos o más largos. Además, descartamos observaciones de crisis después del primer trimestre. Si los flujos de capital se revierten, el tipo de cambio real se deprecia o el crecimiento del crédito se ralentiza cuando la parada repentina golpea a una economía, incluir todos los trimestres posteriores, podría llevar a la conclusión errónea de que menores flujos de capital, depreciación cambiaria real o crecimiento del crédito más lento aumentan la probabilidad de una parada repentina (ver, por ejemplo, Demirgüç-Kunt y Detragiache, 2000, Gourinchas y Obstfeld, 2012).



Las variables se normalizan alrededor de media cero y desviación estándar igual a uno.

El cuadro 5 presenta los efectos marginales de las regresiones *probit*. Los resultados indican que un aumento del VIX eleva significativamente la probabilidad de una parada repentina. El efecto no solo es estadísticamente significativo, sino también grande en número. Un aumento de una desviación estándar en VIX aumenta en 1,2% la probabilidad de una parada repentina en el mismo trimestre. Se trata de un aumento de 60% sobre la probabilidad incondicional de 2%. En términos de magnitud, el impacto del VIX domina el de otras variables, como lo demuestra el tamaño de los efectos marginales.

Cuadro 5

Correlaciones de paradas repentinas (modelo *Probit*, efectos marginales en 1991-2014)

(porcentaje)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VIX, Log	1,00*** [7,02]	1,21*** [6,92]	1,20*** [6,66]	1,20*** [6,87]	1,21*** [6,90]	0,69*** [3,62]	0,94*** [4,36]	0,66*** [3,28]
Tasa de política de EE.UU. (%)	0,30* [1,81]	0,30** [2,04]	0,30* [1,81]	0,34** [2,34]	0,31** [2,15]	0,42*** [2,61]	0,42*** [2,75]	0,45*** [2,77]
Fujos de capital/PIB	0,50*** [4,03]	0,52*** [3,62]	0,50*** [3,50]	0,50*** [3,65]	0,51*** [3,60]	0,40*** [2,58]	0,43*** [2,59]	0,38** [2,32]
Crédito interno/PIB		0,29** [2,49]	0,33*** [2,96]	0,22* [1,71]	0,28** [2,48]	0,28** [2,48]	0,34*** [2,98]	0,30*** [2,68]
TCR (% de variación)			-0,13 [1,04]					
Reservas/PIB				0,19 [1,21]				
Pasivos externos/PIB					0,10 [0,35]			
N° de paradas repentinas en otras partes del mundo						0,53*** [4,41]		0,45*** [2,86]
N° de paradas repentinas en otras partes de la Región							0,36*** [3,16]	0,14 [1,01]
N° de observaciones	2.208	2.178	2.150	2.178	2.177	2.178	2.178	2.178
Pseudo R-cuadrado	0,180	0,185	0,185	0,188	0,186	0,229	0,213	0,232

Fuente: Elaboración propia.

La variable dependiente es una variable binaria que toma valor 1 si ocurre un parada repentina y 0 en caso contrario. El primer trimestre de parada repentina está incluido en las regresiones y se eliminan todos los trimestres subsiguientes. Las variables locales son promedios de los ocho trimestres anteriores. Todas las variables se han estandarizado alrededor de media cero y desviación estándar igual a 1. Los flujos de capital, el crédito y las reservas nacionales, así como la inversión internacional, se muestran en porcentaje del PIB. El tipo de cambio real se presenta como variación porcentual: un aumento denota una depreciación. VIX está en log; Los episodios de parada repentina en otra parte de la región o del mundo representan el número de episodios en el exterior en el mismo trimestre. Las regresiones se calculan con errores estándar robustos y observaciones agrupadas por países. Entre paréntesis, estadísticos Z. ***, ** y * indican nivel de significancia de 1, 5 y 10%, respectivamente.

La importancia y magnitud de las dos variables “paradas repentinas en otros países” señalan de manera similar la importancia del entorno externo y los factores globales.

Los factores locales asociados al aumento de la probabilidad de una parada repentina son los flujos de capital en años anteriores y el crédito interno como proporción del PIB; ambos están positivamente relacionados con la probabilidad de que un país experimente una parada repentina. Las reservas internacionales y el tipo de cambio real no se muestran tan significativos, tal vez debido a su correlación con las variables de flujos de capital y crédito.

Los dos subperíodos se comparan en los cuadros 6 y 7, y más adelante en el apéndice C. Parece haber habido algún cambio en la importancia relativa de diferentes factores externos en el tiempo. La política monetaria estadounidense fue evidentemente más importante en los años noventa, mientras que la aversión al riesgo global, tal como fue capturada por el VIX, fue más importante con posterioridad. Esto puede parecer sorprendente a la luz de la atención prestada a la política de la Reserva Federal en el segundo subperíodo, primero cuando la flexibilización cuantitativa del banco central estadounidense impulsó flujos de capital hacia los mercados emergentes (el problema de la guerra cambiaria), y luego cuando el rumor de que reduciría las compras precipitó una reversión, pero el patrón en cuestión se hace patente en los datos.

El nivel del VIX, el cambio porcentual en el VIX, la desviación estándar del VIX y el coeficiente de variación del VIX, todos en el trimestre de paradas repentinas, son significativamente mayores en el segundo subperíodo que en el primero; por el contrario, esto no es cierto respecto del cambio de la tasa de política de Estados Unidos. La influencia de las características de los países, como la razón de reservas a PIB, la apreciación del tipo de cambio real y una posición de inversión internacional negativa (definida y calculada por Lane y Milesi-Feretti, 2007) parecen importar de manera menos sistemática en el período más reciente. Esto sugiere que los factores globales (de empuje) han jugado un papel más grande en las paradas repentinas de la última década. La naturaleza cambiante de los efectos de contagio (regional en la década de 1990, global en la del 2000) también señala la creciente influencia de los factores globales.²²

22 Una serie de pruebas de sensibilidad apoya la robustez de estos resultados. Utilizamos las fechas de parada repentina alternativas presentadas en la última columna del apéndice A. Se eliminaron los valores atípicos winsorizando las observaciones al 1% en cada extremo. Trabajamos con un panel equilibrado. Se reestimó la ecuación (1) utilizando probit de efectos fijos para controlar por las características invariables en el tiempo de los países. Se reestimó la ecuación (1) utilizando logit. Se agregó de nuevo en el quinto y subsiguientes trimestres de paradas repentinas, donde las regresiones de base incluyeron solo los cuatro primeros trimestres. Cambiamos la división entre períodos de dos años en cada dirección. Se incluyó medidas adicionales de las condiciones externas (crecimiento de la oferta monetaria G4, crecimiento económico mundial) y características de los países (presencia de controles de capital, ingreso per cápita, estabilidad política, régimen cambiario, apertura comercial e incidencia de paradas repentinas en otras partes en el trimestre anterior en comparación con el actual). Los resultados están disponibles a solicitud.



Cuadro 6

Correlaciones de paradas repentinas (modelo *Probit*, efectos marginales en 1991-2002)

(porcentaje)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VIX, Log	0,91* [1,93]	0,86* [1,92]	0,79* [1,92]	0,87** [2,18]	0,83** [2,10]	0,79* [1,65]	0,67 [1,61]	0,74 [1,61]
Tasa de política de EE.UU. (%)	1,00*** [4,27]	0,97*** [4,79]	0,92*** [4,32]	0,83*** [4,25]	0,84*** [4,15]	0,92*** [3,46]	0,85*** [4,22]	0,90*** [3,61]
Flujos de capital/PIB	1,00*** [6,46]	1,28*** [6,02]	1,17*** [6,09]	1,30*** [6,27]	1,39*** [5,12]	1,28*** [5,99]	1,21*** [6,13]	1,21*** [6,17]
Crédito interno/PIB		-0,23 [1,07]	-0,12 [0,72]	-0,12 [0,48]	-0,21 [1,08]	-0,22 [1,05]	-0,17 [0,76]	-0,17 [0,80]
TCR (% de variación)			-0,45* [1,93]					
Reservas/PIB				-0,68* [1,93]				
Pasivos externos/PIB					-0,44* [1,70]			
N° de paradas repentinas en otras partes del mundo						0,21 [0,47]		-0,32 [0,50]
N° de paradas repentinas en otras partes de la Región							0,65* [1,96]	0,79* [1,66]
N° de observaciones	882	862	840	862	861	862	862	862
Pseudo R-cuadrado	0,120	0,121	0,130	0,137	0,129	0,122	0,135	0,137

Fuente: Elaboración propia.

La variable dependiente es una variable binaria que toma valor 1 si ocurre un parada repentina y 0 en caso contrario. El primer trimestre de parada repentina está incluido en las regresiones y se eliminan todos los trimestres subsiguientes. Las variables locales son promedios de los ocho trimestres anteriores. Todas las variables se han estandarizado alrededor de media cero y desviación estándar igual a 1. Los flujos de capital, el crédito y las reservas nacionales, así como la inversión internacional, se muestran en porcentaje del PIB. El tipo de cambio real se presenta como variación porcentual: un aumento denota una depreciación. VIX está en log; Los episodios de parada repentina en otra parte de la región o del mundo representan el número de episodios en el exterior en el mismo trimestre. Las regresiones se calculan con errores estándar robustos y observaciones agrupadas por países. Entre paréntesis, estadísticos Z. ***, ** y * indican nivel de significancia de 1, 5 y 10%, respectivamente.

Cuadro 7

Correlaciones de paradas repentinas (modelo *Probit*, efectos marginales en 2003-2014)

(porcentaje)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VIX, Log	1,0*** [6,63]	1,14*** [6,56]	1,14*** [6,74]	1,06*** [6,29]	1,13*** [6,42]	0,64** [2,25]	0,99*** [3,75]	0,62** [2,04]
Tasa de política de EE.UU. (%)	0,51 [1,60]	0,51* [1,76]	0,54* [1,88]	0,48* [1,75]	0,53* [1,79]	0,35 [1,05]	0,57* [1,87]	0,39 [1,21]
Flujos de capital/PIB	0,14* [1,72]	0,14 [1,22]	0,17 [1,58]	0,13 [1,17]	0,09 [0,75]	0,11 [0,80]	0,05 [0,37]	0,07 [0,52]
Crédito interno/PIB		0,34*** [3,06]	0,32*** [2,91]	0,17 [1,43]	0,30*** [2,95]	0,36*** [2,92]	0,40*** [3,36]	0,37*** [3,05]
TCR (% de variación)			0,20* [1,76]					
Reservas/PIB				0,31** [2,42]				
Pasivos externos/PIB					0,12 [1,13]			
N° de paradas repentinas en otras partes del mundo						0,41*** [3,06]		0,37** [2,39]
N° de paradas repentinas en otras partes de la Región							0,24** [2,22]	0,09 [0,80]
N° de observaciones	1.326	1.316	1.310	1.316	1.316	1.316	1.316	1.316
Pseudo R-cuadrado	0,263	0,278	0,281	0,291	0,281	0,327	0,305	0,330

Fuente: Elaboración propia.

La variable dependiente es una variable binaria que toma valor 1 si ocurre un parada repentina y 0 en caso contrario. El primer trimestre de parada repentina está incluido en las regresiones y se eliminan todos los trimestres subsiguientes. Las variables locales son promedios de los ocho trimestres anteriores. Todas las variables se han estandarizado alrededor de media cero y desviación estándar igual a 1. Los flujos de capital, el crédito y las reservas nacionales, así como la inversión internacional, se muestran en porcentaje del PIB. El tipo de cambio real se presenta como variación porcentual: un aumento denota una depreciación. VIX está en log; Los episodios de parada repentina en otra parte de la región o del mundo representan el número de episodios en el exterior en el mismo trimestre. Las regresiones se calculan con errores estándar robustos y observaciones agrupadas por países. Entre paréntesis, estadísticos Z. ***, ** y * indican nivel de significancia de 1, 5 y 10%, respectivamente.

Por último, podemos volver a los determinantes de la caída del producto después de la parada repentina y preguntar cómo se configura esta por la magnitud y composición de la entrada de capital en el período inmediatamente anterior. El cuadro 8 es coherente con la idea de que la disminución del PIB en los primeros cuatro trimestres del episodio de parada repentina es una función creciente de la entrada de capital total (de cartera más otras, como proporción del PIB) en los ocho trimestres anteriores (el coeficiente de los flujos de capital en el período anterior es significativo a un nivel de confianza de 5%). Las columnas siguientes muestran que el poder explicativo de esta relación se concentra en el segundo subperíodo. No hay evidencia de que el desglose de esos flujos previos de entrada en cartera y otros (relacionados con bancos) haga una diferencia en la magnitud de la caída del producto.

**Cuadro 8****Crecimiento promedio del PIB (a/a) en los primeros trimestres de parada repentina**

	(1)	(2)	(3)
Flujos de capital (% del PIB, promedio últimos 8 trimestres)	-1,800** [2,14]	1,080 [0,68]	1,727 [1,11]
Flujos de capital (% del PIB, promedio últimos 8 trimestres)* <i>dummy</i> 2003-2014		-3,305* [1,80]	-3,861** [2,12]
Otros flujos/Total flujos	-0,677 [1,09]		-3,819 [1,40]
(Otros flujos/Total flujos)* <i>dummy</i> 2003-2014			3,235 [1,16]
<i>Dummy</i> para 2003-2014		5,145* [1,99]	4,790* [1,85]
Constante	2,018* [1,71]	-2,494 [1,12]	-2,045 [0,92]
N° de observaciones	41	41	41
R-cuadrado	0,241	0,281	0,309
R-cuadrado ajustado	0,201	0,223	0,211

Fuente: Elaboración propia.

Entre paréntesis, estadístico t robusto. **, ** y * indican nivel de significancia de 1, 5 y 10%, respectivamente.

IV. LA RESPUESTA DE POLÍTICA

A continuación consideraremos cómo los países ajustan la política en respuesta a paradas repentinas. Si hay una sabiduría convencional, es que contraen las políticas monetaria y fiscal con el fin de contrarrestar la caída del tipo de cambio, en un esfuerzo por restaurar la confianza. En casos extremos, endurecen los controles sobre los flujos de salida de capital y apelan al Fondo Monetario Internacional para financiamiento de emergencia.

De hecho, esta respuesta convencional es evidente solo en una minoría de casos. Solo en ocho de los 43 casos considerados aquí los países efectivamente contraen las políticas monetaria y fiscal en respuesta a paradas repentinas. Durante todo el período, la política monetaria se hizo expansiva para contrarrestar las paradas repentinas con más frecuencia de lo que fue contractiva. En su lugar (o además), los gobiernos reaccionan con una variedad de otras medidas encaminadas a reforzar la estabilidad de su sistema financiero nacional y señalar a los inversionistas su compromiso con políticas sólidas y estables.

Además, existen diferencias en la naturaleza de la respuesta típica entre el primer y segundo subperíodo, a saber: hubo menos tendencia a contraer tanto la política monetaria como la fiscal en el segundo subperíodo; en ambos subperíodos los países que experimentaron paradas repentinas se movieron hacia un tipo

de cambio más flexible, pero esa tendencia fue más pronunciada en el primer subperíodo que en el segundo, y se recurrió más al FMI y al financiamiento de programas en el primer subperíodo que en el segundo.

Como se observa en la sección III, nos basamos en una lectura detallada de los informes del FMI y comentarios pertinentes del mercado para codificar cambios en las políticas monetaria y fiscal, así como la participación en los programas del FMI y la implementación de reformas estructurales. Al recurrir a informes de iniciativas fiscales para codificar el momento y la dirección de los cambios en la política fiscal, seguimos el enfoque narrativo –ver, por ejemplo Romer y Romer (1989) y Alesina y otros (2016)–, que trata de señalar cambios exógenos en la política, en lugar de basarse en cambios muy endógenos en las cuentas fiscal y financiera.

Un primer patrón en el cuadro 9 es que la mayoría de los países que experimentaron paradas repentinas entre 1991 y 2014 efectivamente flexibilizaron la política monetaria en respuesta, si bien la mayoría restringió la política fiscal. Los países que experimentan paradas repentinas necesitan hacer algo para reducir el nivel de gasto relativo a ingresos cuando los fondos extranjeros se hacen más difíciles de conseguir, y simultáneamente adoptan otras medidas para apoyar la actividad económica y ayudar al sistema financiero.²³ Evidentemente la restricción fiscal es la política preferida para perseguir la primera, mientras que la flexibilización monetaria es el instrumento preferido para lograr la segunda. Es posible que los gobiernos adopten la combinación de políticas opuestas, pero solo en uno de los 44 episodios observamos esta respuesta. Los déficits presupuestarios se hacen más difíciles de financiar tras una parada repentina, en especial si se contrae la política monetaria, haciendo inevitable cierto grado de consolidación fiscal en los países con déficit fiscal preexistente. La contracción monetaria podría reforzar los efectos reductores del gasto de la consolidación fiscal, pero la flexibilización monetaria tiene la ventaja de aliviar potencialmente la presión sobre los balances de los bancos comerciales.

El cuadro 10 muestra que esta tendencia a relajar la política monetaria en respuesta a una parada repentina fue más frecuente en el segundo subperíodo. La restricción a la expansividad de la política monetaria junto con permitir la depreciación de la moneda generan la existencia de descalces de monedas en el balance nacional, en la medida en que la depreciación aumenta la carga de los pasivos denominados en moneda extranjera. Varios mercados emergentes adoptaron medidas para limitar esos descalces tras la crisis financiera asiática; esto puede ayudar a explicar su mayor voluntad de relajar la política monetaria observada en el segundo subperíodo. Se proporciona más evidencia al respecto en el cuadro 12 a continuación.

²³ Viene a la mente, por ejemplo, la respuesta de Brasil a su parada repentina en el 2015, que implicó la consolidación fiscal y la renuencia a contraer la política monetaria, es decir, mantener las tasas de interés del Banco Central en suspenso en un período en que la inflación estaba aumentando.



Cuadro 9

Políticas durante paradas repentinas, 1991-2014

	1991-2014	
	Número de casos	Fracción de casos (%)
Política monetaria		
Más expansiva	27	63
Más contractiva	9	21
Sin cambio, o sin instancia clara	7	16
Política fiscal		
Más expansiva	14	33
Más contractiva	23	53
Sin cambio, o sin instancia clara	6	14
Transacciones de la cuenta de capital		
Más expansiva	9	23
Más contractiva	7	17
Sin cambio, o sin instancia clara	24	60
Medidas macroprudenciales		
Más intensas	13	33
Más expansivas	4	10
Sin cambio, o sin instancia clara	22	56
Régimen cambiario		
Cambió	14	33
No cambió	29	67
Programa del FMI		
Programa nuevo o en curso	22	49
Sin programa	21	51
Programa nuevo	12	29
Sin programa nuevo	29	71

Fuente: Elaboración propia.

Sistemáticamente, la tendencia a contraer la política fiscal es más evidente en el primer subperíodo. En promedio, los déficits presupuestarios como proporción del PIB en los años anteriores a una parada repentina fueron mayores en el primer subperíodo. Esto explica de manera plausible por qué se utilizó más la contracción fiscal en el primer subperíodo, lo que refleja tanto la mayor dificultad para financiar esos déficits tras paradas repentinas como la importancia de la consolidación fiscal, para enviar una señal de mayor confianza a los mercados financieros.²⁴

²⁴ Vegh y Vuletin (2014) señalan que desde 1998 la respuesta de las políticas fiscal y monetaria a las crisis del crecimiento se ha vuelto, en promedio, más contracíclica en los países latinoamericanos.

Cuadro 10

Políticas durante paradas repentinas – subperíodos

	1991-2002		2003-2014	
	Número de casos	Fracción de casos (%)	Número de casos	Fracción de casos (%)
Política monetaria				
Más expansiva	7	44	20	74
Más contractiva	6	38	3	11
Sin cambio, o sin instancia clara	3	19	4	15
Política fiscal				
Más expansiva	1	6	13	48
Más contractiva	13	81	10	37
Sin cambio, o sin instancia clara	2	13	4	15
Transacciones de la cuenta de capital				
Más expansiva	5	39	4	15
Más contractiva	3	23	4	15
Sin cambio, o sin instancia clara	5	39	19	70
Medidas macroprudenciales				
Más intensas	3	25	10	37
Más expansivas	0		4	15
Sin cambio, o sin instancia clara	9	75	13	48
Régimen cambiario				
Cambió	10	63	4	15
No cambió	6	37	23	85
Programa del FMI				
Programa nuevo o en curso	15	94	7	26
Sin programa	1	6	20	74
Programa nuevo	7	50	5	19
Sin programa nuevo	7	50	22	81
Reformas estructurales				
Con reforma	14	7	14	52
Sin reforma	1	93	13	48

Fuente: Elaboración propia.

En materia de políticas financieras, solo un puñado de países modificó los controles de capital en respuesta a paradas repentinas. Llama la atención que esta minoría de casos se dividió en forma casi igual entre casos en que los controles se reforzaron (para limitar la salida de capital) y en los que se relajaron (supuestamente para aumentar la confianza en el esfuerzo de atraer capitales). Es justo decir que no hay consenso o una respuesta general respecto a la pregunta de cómo utiliza mejor las medidas de control de capital en caso de una parada repentina. Esto queda en clara evidencia en los datos.

Las políticas macroprudenciales se reforzaron en alrededor de un tercio de los casos. En casi todos se concentraron en el segundo subperíodo, cuando se prestó mayor atención a la regulación macroprudencial. También observamos algunos casos en los que se flexibilizaron las políticas macroprudenciales por motivos



de indulgencia de morosidad, al igual que los controles de capital, pero son excepciones a la regla. En la década 1991-2002 se modificó el régimen cambiario en casi la mitad de los casos, de manera uniforme en dirección de una mayor flexibilidad. Por el contrario, rara vez se modificó en el segundo subperíodo, cuando un mayor número de países adoptó tasas más flexibles.

Vemos que se recurrió más al apoyo del FMI en el primer subperíodo que en el segundo. La implementación o, al menos, la mención de las reformas estructurales va a la par con los programas del FMI, como muestra el cuadro 11. Casi tres cuartas partes de las reformas estructurales se llevaron a cabo conjuntamente con programas del FMI, mientras que casi todos los programas del FMI implicaron reformas estructurales. La mención de las reformas estructurales es mucho más común en el primer subperíodo que en el segundo. Además, en el segundo subperíodo, en casi la mitad de los casos en que los países que experimentaron una parada repentina respondieron con medidas de reforma estructural autoanunciadas lo hicieron sin recurrir a un programa del FMI. También hay una mayor tendencia de los países en programas del FMI a contraer la política monetaria y aflojar el régimen cambiario. Es difícil determinar si esta diferencia es en función de la condicionalidad del FMI o del hecho de que la mayoría de los casos de programas se encuentran en el primer subperíodo, cuando la situación monetaria y fiscal de los países considerados era más débil en promedio; es muy probable que el efecto observado refleje ambas influencias.

El gráfico 3 resume el patrón de respuestas en ambos subperíodos. En cada episodio asignamos cero, uno o menos uno a un país: uno cuando el país contrajo la política monetaria, contrajo la política fiscal, flexibilizó su régimen cambiario o se comprometió a efectuar reformas estructurales; cero, cuando no hubo cambio; y menos uno cuando un país relajó la política monetaria o la política fiscal, revirtió las reformas estructurales o hizo menos flexible su régimen cambiario. Los países menos uno en todo están en el centro del gráfico, mientras que los países con uno en todo están en los cuatro vértices, trazando el diamante. Observamos una respuesta menos aguda a lo largo de las cuatro dimensiones en el segundo subperíodo, más notable en las políticas fiscal y monetaria.

Estas opciones parecen coherentes con la naturaleza cambiante de las paradas repentinas y de la posición de los países que las experimentan. El cuadro 12 muestra los valores promedio de una serie de variables de política en los ocho trimestres anteriores a paradas repentinas, distinguiendo de nuevo los dos subperíodos. En los años noventa, las paradas repentinas estuvieron fuertemente asociadas a fundamentos macroeconómicos débiles, mientras que los episodios en la década siguiente se asociaron más a factores externos y se produjeron a pesar de fundamentos económicos y financieros internos más sólidos.

Cuadro 11

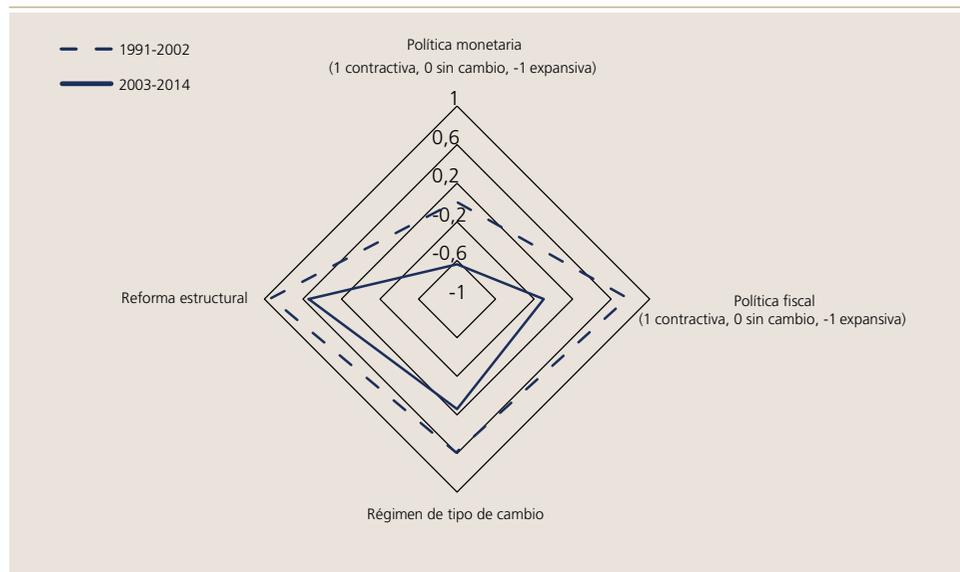
Programas del FMI y reformas estructurales

Período completo, 1991-2014				
Reforma estructural	Programa del FMI ▶	No	Sí	Total
No		13	8	21
Sí		1	20	21
Total		14	28	42
Primer subperíodo, 1991-2002				
Reforma estructural	Programa del FMI ▶	No	Sí	Total
No		1	0	1
Sí		0	14	14
Total		1	14	15
Segundo subperíodo, 2003-2014				
Reforma estructural	Programa del FMI ▶	No	Sí	Total
No		12	8	20
Sí		1	6	7
Total		13	14	27

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3

Dilemas de política frente a episodios de parada repentina



Fuente: Elaboración propia.



Cuadro 12

Marco macroeconómico y factores estructurales en los ocho trimestres que anteceden a una parada repentina

Variable dependiente	(1) Saldo fiscal/ PIB	(2) Deuda pública/ PIB	(3) Inflación	(4) Régimen cambiario	(5) Reservas/ PIB	(6) Posición en moneda extranjera	(7) Controles de capital	(8) Meta de inflación	(9) Crédito interno
Dummy para 2003-2014	1,4* [1,14]	-11,03* [1,09]	-3,27** [1,31]	0,44** [1,70]	11,39*** [4,01]	0,32*** [5,25]	-0,14* [0,97]	0,46*** [3,34]	14,78** [1,34]
Constante	-2,45** [2,31]	51,20*** [6,33]	10,69*** [5,19]	1,75*** [8,61]	8,95*** [3,98]	-0,31*** [6,52]	0,55*** [4,55]	0,06 [0,58]	43,33*** [4,95]
Nº de observaciones	36	42	38	43	43	32	30	43	43
R-cuadrado	0,037	0,029	0,046	0,066	0,282	0,479	0,033	0,214	0,042

Fuente: Elaboración propia.

Para la inflación, eliminamos dos episodios en que superó el 40%. El régimen cambiario es un índice; un valor más alto implica un régimen cambiario más flexible. La posición en moneda extranjera es un índice; un valor más alto significa una posición menos negativa. Para los controles de capital, un valor más alto significa más controles. La meta de inflación es una *dummy* para los países con metas de inflación. El crédito interno es la razón entre el crédito bancario del sector privado y el PIB. Los resultados son para regresiones lineales de las variables dependientes de la primera fila. Los coeficientes indican promedios para las paradas repentinas a través de dos subperíodos. *, **, y *** indican si los coeficientes entre subperíodos son significativos a un nivel de significancia de 20, 10 o 1% en un test de una cola. Los datos provienen de las fuentes señaladas en el Apéndice A y de los informes del FMI.

En el primer subperíodo, las paradas repentinas exigieron a los países con grandes déficits presupuestarios y rápida inflación hacer sus políticas monetaria y fiscal más contractivas y solicitar asistencia al FMI, ambas medidas destinadas a adaptarse a condiciones de financiamiento más estrictas y a enviar la señal necesaria a los mercados. En el segundo subperíodo, en comparación con el primero, los países que experimentaron paradas repentinas tuvieron menores déficits presupuestarios y deudas públicas (como proporción del PIB) y tasas de inflación significativamente más bajas. Sus reservas internacionales como proporción del PIB fueron más del doble que en el primer subperíodo. Estos fundamentos más sólidos hicieron menos imperativo el apoyo del FMI y les dieron un margen adicional para ajustarse de manera de proporcionar más apoyo a su actividad económica y sistema financiero locales, en algunos casos aflojando la política monetaria y limitando el alcance de la consolidación fiscal.

En última década, los países que experimentaron una parada repentina tenían una probabilidad significativamente mayor de contar con tipos de cambio flexibles y sistemas de metas de inflación. Tenían sectores financieros mucho más profundos (medidos por el crédito bancario al sector privado como proporción del PIB) y menores descalces de monedas, medidos por la posición neta en moneda extranjera, lo que les permitió basarse más en los movimientos del tipo de cambio para ayudar al ajuste.

Todo esto apunta a la posibilidad de que los países tengan mayor libertad para aplicar políticas destinadas a amortiguar el impacto económico real de las paradas repentinas. Por lo tanto, cabe destacar que la caída interanual

de las tasas de crecimiento en los primeros cuatro trimestres de paradas repentinas no es diferente en el segundo período que en el primero (la caída en el segundo período es mayor, como se señaló antes, pero la diferencia no es estadísticamente significativa). Esto sugiere que algo más también estaba cambiando en dirección desfavorable, probablemente la magnitud de los ingresos de capital y el tamaño de la reversión del flujo de capital, que fueron mayores en el segundo subperíodo.²⁵

V. CONCLUSIÓN

Actualizamos análisis anteriores de paradas repentinas con el fin de arrojar luz sobre lo que se sabe, lo que no se sabe y lo que está cambiando. Comparamos el período 1991-2002, que fue el foco de los primeros análisis y sobre cuya base se elaboraron generalizaciones y conclusiones, con el período posterior, 2003-2015.

Confirmamos, quizás obviamente, que las paradas repentinas siguen siendo un problema. Contamos más en el segundo subperíodo, pero también hay más economías emergentes que participan en forma activa en los mercados financieros globales. En general, la frecuencia, duración y gravedad de las paradas repentinas permanecen casi sin cambios en ambos subperíodos. Sin embargo, la disminución asociada del PIB es mayor en el segundo subperíodo, lo que seguramente refleja mayores ingresos de capital y una mayor reversión del flujo de capital, en aproximadamente los cuatro trimestres anteriores.

Asimismo, hay indicios de modificaciones en el tiempo de la importancia relativa de las condiciones económicas mundiales en oposición a las características y políticas del país en la incidencia de paradas repentinas. Presentamos alguna evidencia de que en el último tiempo los factores globales, aunque siempre importantes, se han hecho aun más importantes. Nuestra evidencia también sugiere que los factores globales que más importan han ido cambiando: los aumentos de las tasas de interés de política de EE.UU. que importan para la oferta de liquidez global, fueron relativamente importantes en los años noventa, mientras que el VIX, que contiene información sobre la aversión al riesgo mundial y la demanda por liquidez, fue más importante en la década siguiente. En varios aspectos, las políticas de los países que experimentaron paradas repentinas fueron más fuertes en el segundo subperíodo, pero esto aún no fue garantía de aislamiento contra paradas repentinas.

Sin embargo, lo que permitieron las políticas más fuertes fue una respuesta diferente a nivel nacional. En el primer subperíodo, los países con grandes déficits presupuestarios e inflación alta no tuvieron más remedio que restringir

25 Algunos lectores se preguntarán cómo se relacionan nuestros resultados con los de Rey (2013), quien concluye que la flexibilidad cambiaria es bastante ineficaz a la hora de aislar la economía de la volatilidad de los flujos de capital. Técnicamente, no somos capaces de distinguir entre las opiniones de (a) que la flexibilidad del tipo de cambio es ineficaz, y (b) que la flexibilidad del tipo de cambio es eficaz para compensar el impacto de los shocks financieros internacionales, pero solo en forma parcial, ya que estos shocks se hicieron más grandes en el segundo período.



las políticas monetaria y fiscal, mientras que en el segundo subperíodo los déficits y las tasas de inflación de los países afectados fueron menores. Las paradas repentinas dificultaron aun más los déficits de financiamiento y obligaron a las autoridades a adoptar dolorosas medidas para enviar señales de calma a los mercados financieros. Pero, en algunos casos, lograron hacerlo mediante la contracción de la política fiscal, aflojando al mismo tiempo la política monetaria para apoyar la actividad económica interna y el sistema financiero. Menos descalces de moneda y el hecho de que un número importante de bancos centrales hayan implementado las metas de inflación permitió adoptar una actitud más permisiva hacia la depreciación de la moneda que en el primer subperíodo. Del mismo modo, mayores reservas de divisas proporcionaron la tranquilidad de que las autoridades tenían los medios para intervenir si esos movimientos de moneda se escapaban de las manos.

Los gobiernos que parecen tener mayor libertad de acción en el segundo subperíodo para utilizar las políticas monetaria, fiscal y cambiaria en respuesta a paradas repentinas sugerirían efectos menos negativos en el producto. Paradójicamente, la caída de la producción interanual es al menos igual de grande en el segundo subperíodo. Esto sugiere que algo más también está cambiando para magnificar los efectos del producto, donde esa otra cosa podría ser el volumen y la composición de los flujos internacionales de capital y/o la prevalencia y el impacto de los *shocks* externos.

En general, es preocupante que posiciones fiscales más fuertes, tipos de cambio más flexibles, mercados financieros más profundos y menor descalce de divisas no hayan aislado mejor a los mercados emergentes de paradas repentinas y sus efectos en el producto. Es evidente que ni las autoridades nacionales, con mayor espacio político, ni las instituciones financieras internacionales, con su proliferación de nuevas líneas de financiamiento, han logrado proteger a los mercados emergentes de estos efectos. Parecería que cualquier beneficio derivado de los fundamentos de países más fuertes ha sido neutralizado por mayores *shocks* externos.

La cuestión es qué hacer. Una opción sería limitar la exposición a flujos de capital y *shocks* externos en la frontera a través de impuestos y regulaciones a la entrada de capital, reduciendo de ese modo el volumen y la volatilidad de los movimientos de capital. Hacerlo sería coherente con la así llamada “nueva visión institucional” del FMI sobre la regulación de los flujos de capital.

Una segunda opción sería invertir más en reformas diseñadas para aumentar la flexibilidad de la respuesta de política a los aumentos y paradas de flujos de capital (fortalecer aun más las posiciones fiscales, flexibilizar más los tipos de cambio, profundizar aún más los mercados financieros, reducir en mayor medida los descalces de monedas respecto de los niveles actuales), sobre la base de que las reformas de política existentes, si bien responden adecuadamente a las circunstancias del período anterior, ya no son suficientes en un mundo de flujos de capital más grandes y más volátiles.

Una tercera opción sería implementar un seguro financiero contra paradas repentinas: líneas de crédito con el FMI, con acuerdos regionales como la Iniciativa de Multilateralización de Chiang Mai y con socios nacionales individuales. Esto requerirá reformas adicionales para hacer más atractivos los términos y condiciones de estas líneas de crédito, de modo que los países que experimenten paradas repentinas estén realmente dispuestos a recurrir a ellos. Hay razones para pensar que estas opciones no son incompatibles, sino más bien complementarias.



REFERENCIAS

Alesina, A., G. Azzalini, C. Favero, F. Giavazzi y A. Miano (2016). “Is It the ‘How’ or the ‘When’ that Matters in Fiscal Adjustments?” Presentado en la 17ª Conferencia Anual de Investigación Jacques Polak, del Fondo Monetario Internacional, noviembre.

Blanchard, O. y J. Acalin (2016). “What Does IED Actually Measure?” Peterson Institute of International Economics Policy Brief 16–17.

Calvo, G.A., A. Izquierdo y L.F. Mejía (2004). “On the Empirics of Sudden Stops: The Relevance of Balance-Sheet Effects”. NBER Working Paper N°10520.

Calvo, G.A., A. Izquierdo y E. Talvi (2003). “Sudden Stops, the Real Exchange Rate and Fiscal Sustainability: Argentina’s Lessons”. NBER Working Paper N°9828.

Cavallo, E. y J. Frankel (2008). “Does Openness to Trade Make Countries More Vulnerable to Sudden Stops, or Less? Using Gravity to Establish Causality”. *Journal of International Money and Finance* 27: 1430–52.

Cavallo E., A. Powell, M. Pedemonte y P. Tavella (2013). “A New Taxonomy of Sudden Stops: Which Sudden Stops Should Countries Be Most Concerned About?” Working Paper N°430, Banco Interamericano de Desarrollo.

Demirgüç-Kunt, A. y E. Detragiache (2000). “Financial Liberalization and Financial Fragility”. En *Financial Liberalization: How Far? How Fast?*, editado por G. Caprio, P. Honohan y J. Stiglitz. Cambridge University Press.

Edwards, S. (2004a). “Financial Openness, Sudden Stops, and Current Account Reversals”. *American Economic Review* 94(2): 59–64.

Edwards, S. (2004b). “Thirty Years of Current Account Imbalances, Current Account Reversals and Sudden Stops”. NBER Working Paper N°10276.

Efremidze, L., S. Kim, O. Sula y T. Willett (2015). “The Relationships Among Capital Flow Surges, Reversals and Sudden Stops”. Mimeo, Claremont Institute for Economic Policy Studies.

Eichengreen, B., A. Rose y C. Wyplosz (1995). “Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks”. *Economic Policy* 21: 249–315.

Fondo Monetario Internacional (2012). *The Liberalization and Management of Capital Flows-An Institutional View*, Washington, D.C.: IMF.

Fondo Monetario Internacional. (varios años). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*, Washington, D.C.

Fondo Monetario Internacional (varios años). “Article IV Reports”. Washington, D.C.

Forbes, K.J. y F.E. Warnock (2012). “Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, and Retrenchment”. *Journal of International Economics* 88: 235–51.

Forbes, K.J. y F.E. Warnock (2014). “Debt- and Equity-Led Capital Flow Episodes”. En *Capital Mobility and Monetary Policy*, editado por M.A. Fuentes, C. Raddatz y C.M. Reinhart. Banco Central de Chile.

Gourinchas, P.O. y M. Obstfeld (2012). “Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First”. *American Economic Journal: Macroeconomics* 4: 226–65.

Jorda, O., M. Schularick y A.M. Taylor (2013). “When Credit Bites Back”. *Journal of Money, Credit and Banking* 45: 3–28.

Lane, P.R. y G.M. Milesi-Ferretti (2007). “The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970–2004”. *Journal of International Economics* 73: 223–50.

Lane, P.R. y J.C. Shambaugh (2010). “Financial Exchange Rates and International Currency Exposures”. *American Economic Review* 100: 518–40.

Rey, H. (2013). “Dilemma Not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence”. Federal Reserve Bank of Kansas City Monetary Policy Symposium. (August).

Romer, C. y D. Romer (1989). “Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz”. *NBER Macroeconomic Annual*: 121–84.

Strohecker, K. (2015). “Emerging Market Net Capital Flow Negative in 2015 – IIF”. Reuters (1 de octubre). Disponible en: <http://www.reuters.com/article/emerging-flows-iif-idUSL5N1212XO20151001>.

Vegh, C.A. y G. Vuletin (2014). “The Road to Redemption: Policy Response to Crises in Latin America”. *IMF Economic Review* 62(4): 526–68.



APÉNDICE A

DISPONIBILIDAD DE DATOS Y PARADAS REPENTINAS

País	Datos desde	Inicio PR-1, trimestres de duración	Inicio PR-2, trimestres de duración	Fecha PR-1 modificada trimestres de duración	Fecha PR-2 modificada trimestres de duración	
Argentina	1985			1998.IV	3 1998.IV	4
Armenia	1996	Sin PR				
Bielorrusia	1996			2012.I	3 2012.I	5
Brasil	1984	1998.III	3 1998.III	9 1998.III	3 1998.III	9
				2008.IV	2 2008.IV	2
Bulgaria	1996					
Chile	1991	2015 .I	3 2015 .I	3 2015 .I	3 2015 .I	3
Colombia	1996	Sin PR				
Croacia	1996	2011.III	2 2011.III	7 2011.III	2 2011.III	7
Rep. Checa	1994	2008.IV	2 2008.IV	2 2008.IV	2 2008.IV	2
Guatemala	1995	2008.IV	2 2008.IV	4 2008.IV	4 2008.IV	4
Hungría	1993	1996.I	2 1996.I	3 1996.I	2 1996.I	3
				2011.IV	5 2011.IV	5
India	1992	2008.III	4 2008.III	4 2008.III	4 2008.III	4
Indonesia	1993	1997.IV	2 1997.IV	9 1997.IV	2 1997.IV	9
Israel	1994	2011.III	4 2011.III	5 2011.III	4 2011.III	5
Jordania	1985	2003.I	2 2003.I	6 1993.I	5 1993.I	5
		2003.IV	2	2003.I	5 2003.I	5
				2007.III	3 2007.III	3
Kazajstán	1995			2007.III	13 2007.III	13
Corea del Sur	1990	1997.IV	2 1997.IV	9 1997.IV	5 1997.IV	5
		2008.III	2 2008.III	3 2008.III	2 2008.III	2
		2015 .III	2 2015 .III	2 2015 .III	2 2015 .III	2
Letonia	2001	2008.IV	3 2008.IV	3 2008.IV	3 2008.IV	3
Lituania	1995			2008.IV	2 2008.IV	2
Malasia	2000-2009	2008.III	2 2008.III	4 2008.III	3 2008.III	4
México	1985	1994.IV	3 1994.IV	4 1994.II	5 1994.II	6
Pakistán	1995	1998.I	4 1998.I	13 1998.I	9 1998.I	13
		1999.II	5			
Perú	1991	1998.IV	4 1998.IV	10 1998.IV	4 1998.IV	4
				2008.III	4 2008.III	4
Filipinas	1990	1997.III	3 1997.III	6 1997.III	3 2008.I	6
				2008.I	4 2008.I	6
Polonia	2000	2008.IV	2 2008.IV	2 2008.III	3 2008.III	3
Rumanía	1991	2008.IV	3 2008.IV	3 2008.IV	3 2008.IV	3

(continuación)

País	Datos desde	Inicio PR-1, trimestres de duración		Inicio PR-2, trimestres de duración		Fecha PR-1 modificada trimestres de duración		Fecha PR-2 modificada trimestres de duración	
Federac. Rusa	1994					1998.IV	8	1998.IV	8
		2008.IV	2	2008.IV	10	2008.IV	2	2008.IV	2
		2014.I	5	2014.I	5	2014.I	5	2014.I	5
Sudáfrica	1985	2000.IV	3	2000.IV	10	2000.IV	3	2000.IV	10
		2008.III	2	2008.III	4	2008.III	2	2008.III	4
Sri Lanka	1985					2001.I	7	2001.I	7
Tailandia	1985	1997.II	6	1997.II	15	1997.II	6	1997.II	15
		2008.III	3	2008.III	4	2008.III	3	2008.III	4
Turquía	1985	1994.I	3	1994.I	5	1994.I	3	1994.I	5
		2000.IV	3	2000.IV	8	2000.IV	3	2000.IV	8
		2008.IV	3	2008.IV	6	2008.IV	3	2008.IV	6
Ucrania	1994					2008.IV	5	2008.IV	5
		2014.I	4	2014.I	4	2014.I	4	2014.I	4
Venezuela, RB	1994	2006.I	2	2006.I	3	2006.I	2	2006.I	3
Vietnam	2005								

Fuente: Elaboración propia.

PR-1 denota una parada repentina identificada usando los filtros descritos en el texto: un episodio comienza cuando los flujos de cartera y otros de no residentes caen por debajo de los 20 trimestres anteriores en más de una desviación estándar, y por más de un trimestre; y en al menos un trimestre de este período, los flujos caen dos desviaciones estándar o más por debajo del promedio. Una parada repentina cesa cuando los flujos de capital se recuperan hasta un nivel por encima de la media menos una desviación estándar. En PR-2, una parada repentina termina cuando los flujos recuperan el promedio de los últimos 20 trimestres. En las columnas PR-1 modificada y PR-2 modificada, aplicamos nuestro criterio observando las tendencias en los datos e incluimos paradas repentinas aun si los respectivos criterios fallan por muy poco. Por diseño, una PR-1 dura más que una PR-2.

APÉNDICE B

CORRELACIONES ENTRE VARIABLES LOCALES

En el texto, incluimos en las regresiones solo subconjuntos de nuestras características de país y variables de política, sobre la base de que unas cuantas de estas variables tienen una alta correlación mutua. Es interesante también que algunas de estas correlaciones parecen haber cambiado mucho en el tiempo. En la primera mitad del período, la correlación es mayor entre flujos de capital y el déficit de cuenta corriente, y menor entre flujos de capital y reservas —lo que sugiere que los flujos de capital pesaron más a la hora de financiar la cuenta corriente que en acumular reservas. La banca local también parece haber jugado un papel menos prominente en la intermediación de los flujos de capital en la primera mitad del período. En comparación, en la última década los flujos de capital han mostrado una mayor correlación con las reservas que en el pasado; y las mayores entradas de capital vienen de la mano de un sector bancario más grande y un crecimiento más rápido del crédito. Estos patrones sugieren que los temas relativos a la estabilidad del sector financiero han preocupado más en las paradas repentinas recientes.

Cuadro B1

Coefficientes de correlación entre factores locales seleccionados

A. 1991-2002

	Flujos de capital/PIB	Déficit de cuenta corriente/PIB	Reservas/PIB	Crédito/PIB	Crecimiento del crédito	Variación del tipo de cambio (%)
Flujos de capital/PIB	1					
Déficit de cuenta corriente /PIB	0,62 (0,0)	1				
Reservas/PIB	0,017 (0,62)	-0,05 (0,26)	1			
Crédito/PIB	0,066 (0,05)	-0,12 (0,01)	0,36 (0,0)	1		
Crecimiento del crédito	0,28 (0,0)	0,25 (0,0)	0,004 (0,92)	-0,03 (0,50)	1	
Variación del tipo de cambio (%)	-0,19 (0,0)	0,003 (0,95)	-0,03 (0,32)	0,009 (0,79)	-0,071 (0,08)	1

Fuente: Elaboración propia.

Entre paréntesis, valores p para aceptar la hipótesis nula de que los coeficientes de correlación son iguales a cero.

Cuadro B1**Coefficientes de correlación entre factores locales seleccionados**

B. 2003-2015

	Flujos de capital/PIB	Déficit de cuenta corriente / PIB	Reservas / PIB	Crédito/PIB	Crecimiento del crédito	Variación del tipo de cambio (%)
Flujos de capital/PIB	1					
Déficit de cuenta corriente / PIB	0,56 (0,0)	1				
Reservas/PIB	0,08 (0,00)	-0,15 (0,00)	1			
Crédito/PIB	0,13 (0,05)	-0,10 (0,00)	0,51 (0,00)	1		
Crecimiento del crédito	0,54 (0,0)	0,27 (0,00)	-0,12 (0,00)	-0,22 (0,00)	1	
Variación del tipo de cambio (%)	-0,29 (0,0)	-0,06 (0,04)	-0,03 (0,24)	0,04 (0,16)	-0,35 (0,00)	1

Fuente: Elaboración propia.

Entre paréntesis, valores p para aceptar la hipótesis nula de que los coeficientes de correlación son iguales a cero.



Cuadro B2

Variables y fuentes de datos

Variable	Definición	Fuente
Pasivos de cartera	Transacciones con no residentes en valores financieros (valores corporativos, bonos, pagarés e instrumentos de mercado monetario)	Estadísticas Financieras Internacionales del FMI (IFS) (línea 78bgd)
Otros pasivos	Otras transacciones con no residentes. Principales categorías son: transacciones en monedas y depósitos, préstamos y créditos comerciales	IFS (línea 78bid)
Pasivos externos directos	Capital accionario, ganancias reinvertidas	IFS (línea 78bgd)
Flujos de capital	Suma de pasivos de cartera y otros	IFS
Deuda pública	Deuda bruta del gobierno general (en algunos casos, gobierno central), % del PIB	IFS/ fuentes nacionales
Saldo fiscal	Ingresos (incluye concesiones) menos gasto, adquisición neta de activos no financieros, % del PIB.	Panorama Económico Mundial del FMI (WEO)
Controles de capital	Índice general de restricciones en todas las categorías de activos	Klein et al. (2015)
Tasa de los fondos federales	Tasa de política monetaria de EE.UU.: <i>Fed funds rate</i> (%)	IFS
PIB mundial	PIB mundial (% por año)	Indicadores del Desarrollo Mundial, Banco Mundial (WDI)
VIX	Índice de volatilidad de CBOE (Chicago Board Options Exchange)	Bloomberg.
Posición neta en moneda extranjera	Índice que toma valores de -1 a 1: un valor de -1 corresponde a cero activos externos en moneda extranjera y solo pasivos en moneda extranjera; +1 corresponde a solo activos externos en moneda extranjera y ausencia de pasivos externos en pasivos externos en moneda local	Lane y Shambaugh (2014), versión actualizada de datos de Lane y Milesi-Ferretti (2007)
Riesgo político	Clasificación de riesgo desde un máximo de 100 (menor riesgo) a un mínimo de 0 (mayor riesgo)	<i>Political Risk Services</i> (PRS)
Régimen cambiario	Clasificación de régimen cambiario <i>de facto</i>	Ilzetzki, Reinhart y Rogoff (2008)
Crecimiento de la inversión	Crecimiento trimestral de la inversión	IFS
PIB nominal	PIB trimestral nominal	GEM, World Bank
PIB real	PIB trimestral real	IFS
Reservas externas	Reservas en moneda extranjera en millones de USD (al final del período)	IFS
Tipo de cambio	Tipo de cambio oficial en unidades de moneda local por USD (promedio mensual)	IFS
Índice de precios accionarios	Índices nacionales de precios de acciones, promedio mensual en precios corrientes	IFS and Haver
Saldo de cuenta corriente	Suma de exportaciones netas de bienes y servicios, ingreso primario neto, e ingreso secundario neto (% del PIB)	National Sources
Crédito local a sector privado	Recursos financieros otorgados al sector privado por compañías financieras	WDI

Cuadro B2 (continuación)

Variables y fuentes de datos

Variable	Definición	Fuente
Tipo de cambio real efectivo	Índice cambiario nominal efectivo ajustado por movimientos relativos de indicadores nacionales de precios o costos locales, en países seleccionados y en la Eurozona	Índice JP Morgan Real Broad Effective Exchange Rate Index
Tipo de cambio nominal efectivo	Ratio (base 2010 = 100) entre un índice cambiario promedio para un período de una moneda y un promedio ponderado geométrico de tipos de cambios de países seleccionados y la Eurozona	Índice JP Morgan Nominal Broad Effective Exchange Rate Index
Tipo de cambio real	Calculado como el tipo de cambio nominal multiplicado por el índice de precios al consumidor de EE.UU./ IPC	IFS para el tipo de cambio; WDI para el IPC
Inflación	Inflación del IPC calculada como la variación porcentual desde el año anterior (% a/a)	IFS
Metas de inflación	Variable <i>dummy</i> que toma el valor 1 cuando un país adopta un régimen de metas de inflación; 0 antes de eso	
Pasivos externos	Pasivos externos que incluyen acciones en cartera, IED y pasivos de deuda	Lane y Milesi-Ferretti (2007)
G4-oferta de dinero	Suma de oferta monetaria (M2) de Estados Unidos, Reino Unido y Eurozona	Haver Analytics

Fuente: Elaboración propia.

APÉNDICE C

ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

Podemos comparar aun más el impacto de las variables globales y locales durante las paradas repentinas y períodos de calma en las dos mitades del período muestral mediante la ecuación siguiente:

Factor externo o interno $k_{it} = \alpha_i + \beta_k \text{Parada repentina}_{it} + \gamma_k \text{Dummy para 2003-2014} + \tau \text{Parada repentina}_{it} * \text{Dummy para 2003-2014} + \varepsilon_{it}$

1. Las regresiones se estiman con efectos fijos de país y errores estándar robustos. El valor medio de cada variable en los años sin crisis anteriores al 2003 está dado en la fila (i); los promedios de variables durante las paradas repentinas hasta el año 2002 están dados por (i)+(ii). El valor medio en años de calma post 2002 está dado por (i)+(iii); los promedios de variables durante paradas repentinas post 2003 están dados por (i)+(ii)+(iii)+(iv). Un coeficiente significativo en (iv) indica que el (Valor medio de la variable en PR-valor rezagado en años de calma)₂₀₀₃₋₂₀₁₄ – (Valor medio de la variable en PR-valor rezagado en años sin PR)₁₉₉₁₋₂₀₀₂ es significativo]. Esta es la estimación de la diferencia en diferencia de la variación de variables entre paradas repentinas en dos subperíodos comparada con los promedios en años de calma relativa.
2. Las diferencias entre subperíodos son evidentes. Una alta tasa de fondos federales de Estados Unidos se asocia más con paradas repentinas en el primer subperíodo que en el segundo. La desproporcionada importancia de las tasas de interés de Estados Unidos para desencadenar paradas repentinas —por la relevancia del financiamiento en dólares en los mercados internacionales— es bien conocida. Menos obvio, sobre todo teniendo en cuenta todo lo que se refiere a la “disminución progresiva”, es que este rol parece haber disminuido en los años 2000. El VIX es significativamente más alto durante los episodios de parada repentina solo en el segundo subperíodo, lo que demuestra la creciente importancia de los factores globales sobre los estadounidenses y de los financieros sobre los monetarios. Mientras los factores externos asociados a la probabilidad de parada repentina han cambiado a través del tiempo, hay menos evidencia de tales cambios en los factores internos relacionados. Dos excepciones son i) la razón de reservas a PIB (que fue menor antes de los episodios de parada repentina en los años noventa en comparación con períodos tranquilos, pero no en los años 2000) y ii) las posiciones en moneda extranjera (que también fueron inferiores en los episodios de los noventa, pero no después).

Cuadro C1

Variables externas e internas (rezagadas) en años con y sin parada repentina

Variables dependientes	(1) Tasa fondos federales (%)	(2) VIX, log	(3) Flujos de capital/PIB	(4) Variación del tipo de cambio real (%)	(5) Crédito interno/PIB	(6) Reservas/PIB	(7) Posición en moneda extranjera
Parada repentina (ii)	0,63*** [3,32]	0,12 [1,56]	0,86*** [3,62]	-0,41 [1,53]	2,64 [0,91]	-1,19 [1,29]	-0,04* [1,75]
Parada repentina en 2003-2014 (iv)	-1,25*** [3,03]	0,51*** [4,50]	-0,23 [0,71]	0,071 [0,21]	0,34 [0,10]	2,62* [1,99]	0,057*** [2,83]
Dummy 2003 (iii)	-2,63*** [35,43]	-0,16*** [6,00]	0,13 [1,00]	-1,23*** [5,92]	11,8*** [3,34]	6,36*** [6,18]	0,19*** [5,80]
Constante (i)	4,38*** [100,55]	3,01*** [186,3]	0,73*** [9,63]	0,39*** [3,10]	37,94*** [17,63]	10,15*** [16,42]	-0,22*** [11,02]
N° de observaciones	2.257	2.257	2.209	2.229	2.194	2.224	1.539
R-cuadrado	0,336	0,098	0,015	0,084	0,14	0,323	0,419
N° de países	34	34	34	34	34	34	27

Fuente: Elaboración propia.

Las variables dependientes son promedios de los últimos ocho trimestres, salvo el VIX y la tasa de los fondos federales que corresponde al trimestre en curso. Los flujos de capital son flujos de cartera y otros de no residentes como porcentaje del PIB; el tipo de cambio está en variación porcentual: un aumento denota una depreciación. Entre paréntesis, estadísticos *t* robustos. ***, ** y * indican niveles de significancia de 1, 5 y 10%.



Cuadro C2

Probabilidad de parada repentina: modelos alternativos para la regresión

	Regresiones Logit		Probit con efectos aleatorios		Probit con efectos fijos de país	
	1991-2002	2003-2014	1991-2002	2003-2014	1991-2002	2003-2014
VIX, log	0,841* [1,88]	1,362*** [7,47]	0,332 [1,46]	0,605*** [5,86]	0,596*** [2,73]	0,779*** [7,29]
Tasa de política de EE.UU.	0,905*** [4,43]	0,695** [2,08]	0,375*** [4,04]	0,274 [1,47]	0,317 [1,56]	0,308** [2,12]
Flujos de capital/PIB	1,049*** [6,06]	0,146 [1,17]	0,493*** [4,54]	0,075 [1,04]	1,021*** [4,26]	0,032 [0,29]
Crédito interno/PIB	-0,128 [0,68]	0,448*** [3,63]	-0,09 [0,75]	0,179*** [2,66]	0,196 [0,79]	0,410 [1,47]
N° de observaciones	862	1.316	862	1.316	515	914
Pseudo R-cuadrado	0,116	0,285	,	,	0,237	0,348

Fuente: Elaboración propia.

La variable dependiente es una variable binaria que toma valor 1 si ocurre una parada repentina y 0 en caso contrario. El primer trimestre de parada repentina está incluido en las regresiones y se elimina todos los trimestres subsiguientes. Las variables locales son promedios de los ocho trimestres anteriores. Todas las variables se han estandarizado alrededor de media cero y desviación estándar igual a 1. ***, ** y * indican nivel de significancia de 1, 5 y 10%, respectivamente.

Cuadro C3

Probabilidad de parada repentina: variables locales adicionales (modelo *probit*, efectos marginales en %)

	(1) 1991- 2002	(2) 2003- 2014	(3) 1991- 2002	(4) 2003- 2014	(5) 1991- 2002	(6) 2003- 2014	(7) 1991- 2002	(8) 2003- 2014	(9) 1991- 2002	(10) 2003- 2014	(11) 1991- 2002	(12) 2003- 2014
VIX, log	0,89*	1,09***	0,51	1,11***	0,91*	1,15***	1,25**	1,22***	0,87*	1,13***	0,88*	0,91***
	[1,93]	[6,34]	[1,49]	[6,22]	[1,86]	[6,53]	[2,46]	[5,82]	[1,89]	[6,60]	[1,70]	[6,43]
Tasa de política de EE.UU.	1,01***	0,38	0,56***	0,40	0,92***	0,52*	0,80***	0,49	0,99***	0,50*	0,89***	0,52***
	[4,39]	[1,54]	[2,96]	[1,31]	[4,22]	[1,78]	[3,25]	[1,37]	[4,88]	[1,72]	[5,45]	[2,68]
Flujos de capital/PIB	1,23***	0,09	0,88***	0,12	1,33***	0,16	0,54***	0,20	1,31***	0,12	1,24***	0,06
	[5,96]	[0,72]	[5,43]	[1,04]	[5,14]	[1,37]	[3,50]	[1,36]	[6,52]	[1,00]	[6,00]	[0,67]
Crédito interno/PIB	-0,27	0,38***	-0,20	0,30**	-0,23	0,34***	-0,22	0,28**	-0,30	0,31***	-0,06	0,37**
	[1,28]	[3,83]	[1,21]	[2,56]	[0,98]	[3,05]	[1,55]	[2,49]	[1,31]	[3,08]	[0,26]	[2,13]
Crecimiento del PIB	0,20	0,26										
	[0,65]	[1,06]										
Déficit fiscal/PIB			-0,29	-0,28*								
			[1,05]	[1,65]								
Deuda/PIB					-0,07	0,07						
					[0,43]	[0,32]						
Controles de capital							0,11	-0,01				
							[0,76]	[0,08]				
Riesgo político									0,05	0,10		
									[0,30]	[0,58]		
Posición en moneda extranjera											-0,91***	-0,04
											[3,42]	[0,22]
N° de observaciones	861	1.307	660	1.286	777	1.306	454	1.073	846	1316	603	875
Pseudo R-cuadrado	0,124	0,269	0,156	0,283	0,132	0,277	0,205	0,265	0,130	0,278	0,162	0,363

Fuente: Elaboración propia.

La variable dependiente es una variable binaria que toma valor 1 si ocurre una parada repentina y 0 en caso contrario. El primer trimestre de parada repentina está incluido en las regresiones y se elimina todos los trimestres subsiguientes. Las variables locales son promedios de los ocho trimestres anteriores. Todas las variables se han estandarizado alrededor de media cero y desviación estándar igual a 1. Las regresiones se estiman con errores estándar robustos y observaciones agrupadas por países. Entre paréntesis, estadísticos Z.***, ** y * indican nivel de significancia de 1, 5 y 10%, respectivamente.



POLÍTICA MACROPRUDENCIAL: PROMESAS Y DESAFÍOS*

Enrique G. Mendoza**

I. INTRODUCCIÓN

Los acontecimientos que derivaron en la crisis financiera global del 2008 aumentaron la conciencia entre bancos centrales y reguladores financieros de las economías avanzadas acerca de la necesidad de abordar la regulación y supervisión financiera desde una perspectiva tanto macroeconómica (sistémica) como prudencial (preventiva). Las autoridades de varias economías emergentes habían aprendido esta lección una década antes, tras la crisis de los mercados emergentes de los años noventa, y las autoridades chilenas lo habían hecho incluso antes, a raíz de la grave crisis bancaria que afectó el país en 1982. Sin embargo, la práctica de la política macroprudencial ha avanzado mucho más allá de la investigación teórica y cuantitativa que podría proporcionarle una base sólida, comparable con el fundamento que brindan los modelos de equilibrio general estocástico dinámico nekeynesiano (DSGE) para la conducción de la política monetaria. El objetivo de observar y contener la aparición de auges de crédito en toda la economía y desequilibrios en los balances de los intermediarios financieros cuenta con amplio consenso, sobre la base de la observación recurrente de que en los años que conducen a las crisis financieras el crédito crece “demasiado rápido” y suele ir acompañado de descalces de plazos y/o monedas. Sin embargo, llevar esta noción a la práctica ha sido en gran parte un ejercicio de aprendizaje práctico, dada la falta de modelos cuantitativos sólidos que puedan captar dinámicas de crisis financieras, proporcionar argumentos de fallas del mercado para justificar la intervención de política y facilitar el diseño y la evaluación de políticas macroprudenciales.

Este artículo revisa una clase de modelos macro dinámicos con fricciones financieras que contribuyen a cerrar estas brechas, es decir, modelos con restricciones colaterales fisherianas (es decir, restricciones que limitan la capacidad de endeudamiento a una fracción del valor de mercado de activos o bienes colocados como garantía). Los estudios cuantitativos muestran que estos modelos pueden replicar hechos estilizados claves de las crisis financieras, y que

* Este trabajo fue preparado para la 20th Conferencia Anual del Banco Central de Chile, “Monetary Policy and Global Spillovers: Mechanisms, Effects and Policy Measures”, realizada el 10 y 11 de noviembre de 2016. Los argumentos presentados aquí se basan en diversos proyectos con varios coautores con los que he tenido el privilegio de colaborar, a saber: Javier Bianchi, Emine Boz, Julio Carrillo, Bora Durdu, Juan Hernández, Victoria Nuguer, Vincenzo Quadrini, Jessica Roldán, Katherine Smith y Marco Terrones. También me beneficié de las interacciones con otros autores en la literatura sobre modelos cuantitativos con fricciones financieras, particularmente: Gianluca Benigno, Markus Brunnermeier, Larry Christiano, Mick Devereux, Nobu Kiyotaki, Mark Gertler, Matteo Iacoviello, Alessandro Rebucci, Pablo Ottonello, Chris Otrok, Stephanie Schmitt-Grohe, Martin Uribe y Eric Young.

** University of Pennsylvania, National Bureau of Economic Research, y Penn Institute for Economic Research.

la política macroprudencial óptima de un regulador financiero ideal, eficiente en materia de restricciones puede reducir significativamente la gravedad y frecuencia de las crisis financieras. Por otra parte, como sostengo aquí, la política macroprudencial sigue siendo una tarea difícil. En particular, este trabajo destaca tres desafíos principales:

- *Complejidad*: las reglas óptimas de política macroprudencial presentan variaciones significativas y no lineales a lo largo del tiempo y entre estados de naturaleza en respuesta tanto a factores locales tradicionales como a efectos globales, en forma de cambios en la liquidez global, noticias sobre fundamentos globales y ondas recurrentes de innovación financiera y cambio estructural/regulador en los mercados financieros mundiales. La regulación macroprudencial puede implementarse con reglas más simples que las óptimas, pero esto requiere un cuidadoso diseño y evaluación cuantitativa, porque de lo contrario puede ser contraproducente y reducir el bienestar, incluso en relación con un *status quo* sin intervención política.
- *Falta de credibilidad*: bajo compromiso, los responsables de las políticas macroprudenciales tienen incentivos para ser inconsistentes temporales y, por lo tanto, desviarse de las reglas de política preanunciadas. El argumento es sutil pero, en su esencia, tiene características similares a las de los conocidos argumentos de inconsistencia temporal que socavan la credibilidad de las políticas monetaria y fiscal óptimas bajo compromiso.
- *Fracaso en la coordinación*: la política macroprudencial debe equilibrarse cuidadosamente con la política monetaria. Si en lugar de aplicar normas de política financiera separadas, las normas de política monetaria se amplían simplemente con un mandato financiero, su eficacia en términos de estabilidad financiera se debilita por insuficiencia de instrumentos de política (es decir, se viola la regla de Tinbergen). Con reglas separadas, es importante que las autoridades monetaria y financiera se coordinen con el fin de evitar que la interacción estratégica socave la eficacia de ambas políticas.

Este trabajo se basa en los resultados de un amplio y creciente programa de investigación que abarca modelos macroeconómicos de crisis financieras y su análisis normativo. Este programa se originó en el campo macro internacional en los años noventa, motivado por las crisis de los mercados emergentes y basado en modelos clásicos de transmisión financiera (como en Bernanke y Gertler, 1989; Kiyotaki y Moore, 1997), y luego se hizo predominante en el macro campo posterior a la crisis financiera global del 2008. Los argumentos desarrollados aquí se centran en particular en una rama de esta literatura que estudia modelos cuantitativos con restricciones colaterales fisherianas (ver, por ejemplo, Bianchi, 2011; Bianchi y Mendoza, 2010; Bianchi et al., 2016; Jeanne y Korinek, 2010; Benigno et al., 2013; Mendoza y Quadrini, 2010; Ottonello, 2015), y también, en cierta medida, en la amplia literatura que incorpora fricciones financieras en modelos DSGE nekeynesianos (por ejemplo, Bernanke et al., 1999; Christiano et al., 2014).

El resto de este trabajo se organiza de la siguiente manera: la próxima sección desarrolla un argumento general sobre el objetivo de la política macroprudencial y la relevancia de los métodos globales no lineales en el desarrollo de modelos



cuantitativos para su implementación. La sección III presenta un marco de referencia para caracterizar el fracaso del mercado presente en los modelos fisherianos y la respuesta óptima de políticas. La sección IV demuestra la efectividad y complejidad de una política financiera óptima utilizando una variante de un marco ampliamente utilizado en la literatura, en el que los ingresos del sector de bienes no transables sirven como colateral para la deuda denominada en unidades de bienes transables (es decir, un marco de “dolarización de pasivos”). La sección V presenta características similares en las conclusiones obtenidas por Bianchi y Mendoza (2016), utilizando un modelo en el que los activos se usan como garantía (es decir, un marco de “activos colaterales”) y también discute la inconsistencia temporal de la política óptima bajo compromiso y las implicancias cuantitativas de una política óptima y consistente temporal. La sección VI examina la importancia cuantitativa de las reglas de Tinbergen y el fracaso en la coordinación de políticas resultante de la interacción de las políticas monetaria y financiera en la configuración propuesta por Carrillo et al. (2016). La sección VII presenta las conclusiones.

II. UN CASO GENERAL PARA LOS MODELOS NO LINEALES DE CRISIS FINANCIERAS Y POLÍTICA MACROPRUDENCIAL

El atractivo de la política macroprudencial se deriva del consenso en torno a la noción de que los auges de crédito, aunque poco frecuentes, deben evitarse porque terminan en crisis profundas y prolongadas. Esta visión es coherente con las conclusiones de los estudios empíricos. Por ejemplo, el análisis de *booms* de crédito por Mendoza y Terrones (2012) muestra que estos se producen con una frecuencia de solo 2,8% en una muestra de 61 economías industrializadas y emergentes para el período 1960-2010; sin embargo, condicional a un auge crediticio, la probabilidad de crisis bancarias o monetarias es 1/3.¹ Las desaceleraciones de los auges de crédito también suelen acompañarse de paradas repentinas, definidas como una reversión brusca de la cuenta corriente (es decir, una interrupción repentina del financiamiento del resto del mundo). Después del punto máximo de los auges de crédito, las reversiones medias de la cuenta corriente son de alrededor de 2,5 y 3 puntos porcentuales del PIB en términos anuales para las economías avanzadas y emergentes, respectivamente. Las recesiones que siguen a un auge de crédito son grandes y duraderas. Tres años después del punto máximo de los auges de crédito, el PIB per cápita medio es 5 y 8% por debajo de la tendencia en las economías avanzadas y emergentes, respectivamente.

La tarea de la política macroprudencial –como la describió originalmente Borio (2003) o, en una descripción más reciente, Bernanke (2010)– es enriquecer la regulación financiera y las políticas financieras con un enfoque macroeconómico y no microeconómico de la dinámica del crédito y del riesgo sistémico, con el fin

¹ Mendoza y Terrones identifican que un país está en un auge de crédito si el componente cíclico del crédito real per cápita se encuentra en el percentil 95 de la distribución de ese país.

de de detener los auges de crédito en sus primeras etapas como una medida prudencial para evitar que se conviertan en macrocrisis. Si bien esta tarea es clara, el trabajo de producir modelos cuantitativos útiles para diseñar y evaluar políticas macroprudenciales ha mostrado un lento progreso, en gran medida porque nuestra comprensión de cómo influyen las políticas financieras en el mecanismo de transmisión que impulsa las crisis financieras es incipiente, e incorporar este mecanismo en modelos macroeconómicos dinámicos cuantitativos ha resultado difícil.

Los modelos DSGE neokeynesianos, comunes en los bancos centrales hoy en día, se han utilizado con gran éxito para evaluar los escenarios de política monetaria y adoptar un régimen de metas de inflación. Todavía no existe una herramienta cuantitativa comparable para la política macroprudencial. Desafortunadamente, los modelos DSGE han tenido menos éxito para explicar la dinámica de las crisis financieras y la transición desde un auge crediticio a un desplome financiero, incluso cuando los modelos se han ampliado para introducir mecanismos financieros (por ejemplo, introducir un acelerador financiero en las líneas de la estructura de Bernanke, Gertler y Gilchrist, BGG). Varios estudios (por ejemplo, Gertler et al., 2007; Christiano et al., 2014) muestran cómo la transmisión financiera puede ser un factor importante que impulsa la dinámica macroeconómica en respuesta a *shocks* financieros, pero sigue siendo difícil modelar crisis financieras sin depender de *shocks* financieros en esta clase de modelos. Desde el punto de vista técnico, esta limitación se debe en parte al hecho de que la metodología cuantitativa que suelen seguir los modelos DSGE se basa en métodos de perturbación, que tienen limitaciones inherentes para capturar con precisión la naturaleza no lineal del mecanismo de transmisión financiera que impulsa los auges de crédito y desencadena crisis financieras. Estas restricciones se extienden a limitaciones para cuantificar la interacción de equilibrio crucial entre las medidas de política prudencial adoptadas en los buenos tiempos, los planes intertemporales óptimos de los agentes económicos y la probabilidad y magnitud de las crisis financieras.

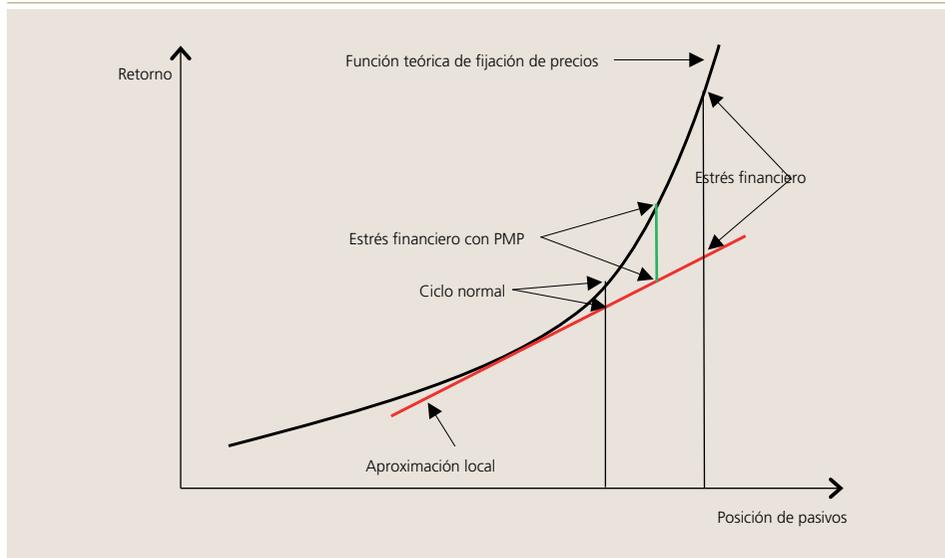
En el resto de esta sección se proporcionan argumentos intuitivos sobre la importancia de la dinámica no lineal para desarrollar marcos cuantitativos para estudiar las crisis financieras y la política macroprudencial que se aplican a una amplia clase de modelos, además de los modelos fisherianos que este trabajo enfatiza². Considérese una función que relaciona la rentabilidad de un instrumento financiero con la posición agregada de pasivos de ese instrumento (por ejemplo, deuda hipotecaria de hogares en una economía avanzada, deuda de corto plazo en moneda extranjera de empresas en una economía emergente, deuda soberana, etc.). Es razonable pensar que esta función debe ser creciente y convexa, como la función denominada “función teórica de fijación de precios” en el gráfico 1. Es más fácil entender la convexidad de esta función mirando la

² Robert Merton planteó argumentos similares sobre la importancia de las no linealidades en la modelación del estrés financiero en términos de fijación de precios de opciones en su Conferencia del Premio Robert A. Merton de 2009, “Observaciones sobre la ciencia de las finanzas en la práctica de las finanzas”, dictada el 3 de mayo de 2009.

intersección vertical y asintótica. Si la posición de pasivos es insignificante, o sea que la probabilidad de un problema financiero también es insignificante, la rentabilidad debería aproximarse a la tasa libre de riesgo (es decir, la intersección vertical). Existe la asíntota vertical porque, dado que la riqueza en el agregado y para una masa de agentes de cualquier tamaño es finita, debe existir tal nivel de endeudamiento que la probabilidad de no pago se acerque al 100% a medida que se alcance el nivel de deuda (es decir, que la deuda sea tan grande que los agentes estén casi seguros de que no podrán pagar, independientemente de las condiciones económicas). Por consiguiente, la asíntota vertical puede concebirse como un umbral de racionamiento, en el que la rentabilidad tiende a infinito a medida que el precio del pasivo tiende a cero porque la amortización es un evento de probabilidad cero. En la intersección entre la vertical y el umbral de racionamiento, la rentabilidad aumenta con la posición de pasivos y el margen entre la rentabilidad sobre el pasivo financiero y la tasa libre de riesgo se ensancha. La rentabilidad y el margen aumentan a un ritmo creciente (es decir, la función teórica de fijación de precios es convexa), porque el aumento de la probabilidad de no pago en respuesta a un aumento de la deuda de una cantidad dada es mucho más grande cuando la deuda es alta que cuando es baja.

Gráfico 1

Función teórica de precios de pasivos financieros



Fuente: Elaboración propia.

Varios modelos utilizados para introducir fricciones financieras en los modelos macroeconómicos incorporan funciones de rentabilidad convexas como la precedente. La lista incluye el modelo de *default* de deuda soberana de Eaton y Gersovitz (1981), el modelo de acelerador financiero de Bernanke y Gertler (1989), el modelo de restricciones de colateral de Kiyotaki y Moore (1997), los modelos clásicos Merton de opciones de precios, y varios otros. Nótese también que, para que la relación sea convexa, no se requiere que el *default* sea explícitamente modelado o que ocurra como resultado de equilibrio. En el modelo de Kiyotaki-Moore, por ejemplo, no hay *default*.

El modelo DSGE típico con fricciones financieras se enfoca en una perturbación lineal, de bajo orden, de alrededor de un punto en el gráfico 1, en una zona en que los mercados financieros son estables (es decir, los márgenes son pequeños). Este punto suele ser el equilibrio estacionario determinístico. Como sugiere el gráfico, si el punto de aproximación está en un segmento relativamente plano de la curva, los errores implícitos en las brechas entre las rentabilidades “verdaderas” y las implícitas en la aproximación local son pequeños y, por lo tanto, de poca consecuencia. Esto podría interpretarse como una indicación de que el método de perturbación hace un buen trabajo en capturar los efectos del mecanismo de transmisión financiera durante ciclos económicos normales, en los que las fluctuaciones alrededor de promedios cíclicos son relativamente pequeñas. Sin embargo, los períodos de dificultades financieras son muy diferentes, porque son puntos en la zona empinada de la función teórica de fijación de precios y, en esa zona, los errores de aproximación locales son grandes. Los datos podrían estar produciendo rentabilidades conforme a lo predicho por la función teórica de fijación de precios, pero a un modelador que trabaje con la aproximación local, puede parecerle que esos resultados se deban a grandes e inesperados *shocks* (es decir, resultados que no pueden explicarse dentro del modelo)³. Merton (2009) planteó un argumento similar y concluyó que: “*Las cosas no están conceptualmente fuera de control; no se trata de un misterioso cisne negro que no entendemos y tenemos que reformular todos los paradigmas porque toda la modelación es incorrecta. Si la gente actúa usando un modelo lineal, lo que parece un evento de diez sigmas puede ser un evento de dos sigmas...*”

Un paso importante en el modelado de crisis financieras es poder explicar las transiciones en la región del ciclo económico regular y la región con dificultades financieras, de modo que las crisis financieras no se presenten como *shocks* grandes e inesperados. Por lo tanto, en lugar de modelar las crisis como resultado de *shocks* financieros, el objetivo es modelarlas como resultado de una *amplificación* financiera, definida como mayores efectos adversos sobre agregados macroeconómicos causados por *shocks* de magnitud estándar, cuando

³ Por supuesto, una aproximación de orden superior puede hacer que los resultados locales del método de perturbación sean más precisos en el seguimiento de la curvatura de la función de fijación de precios; sin embargo, para acercarse a la solución global, es necesario utilizar un punto de aproximación que corresponda a la solución de equilibrio global; de lo contrario una aproximación de orden superior no convierte las soluciones de métodos locales en una buena aproximación a las soluciones obtenidas mediante métodos globales (ver de Groot et al., 2016).



las fricciones financieras son más activas. Nuevamente en palabras de Merton: *“La mayoría de los modelos de crédito de las mesas de operaciones en los modelos macro funcionan bastante bien a nivel local; el problema es cuando se deja el plano local, las no linealidades son realmente bastante grandes... Qué sucedió en AIG... emitieron gran cantidad de CDS... los activos subyacentes descendieron no en uno, dos ni tres shocks, sino una y otra, y otra vez. Cada vez un shock del mismo tamaño va a crear algo aun más grande...”*

La dinámica es no lineal localmente, porque para aproximaciones locales, pequeñas variaciones en las posiciones de pasivo de todo el segmento empinado de la función de fijación de precios producen grandes cambios en los márgenes y también a nivel mundial, ya que modelar las transiciones entre ciclos regulares (es decir, cuando la amplificación financiera es inocua) y crisis financieras (es decir, cuando la amplificación financiera es grande) requiere capturar la dinámica de equilibrio a través de los segmentos planos y empinados de la función. Esto es sumamente importante para desarrollar modelos cuantitativos de la política macroprudencial, porque el objetivo declarado de la política es la gestión de herramientas de política financiera en “buenos tiempos” en la región plana de la función de fijación teórica de precios, con el fin de reducir la frecuencia de las transiciones a la región de inestabilidad financiera, y la gravedad de las crisis que se producen cuando esas transiciones efectivamente ocurren. Esto se ilustra por el cambio hacia la posición de pasivo marcada como “dificultades financieras con política macroprudencial (PMP)” en el gráfico 1. Por lo tanto, el marco cuantitativo que necesitan las autoridades que deseen llevar a cabo esta política es aquel que capture con precisión los efectos de las herramientas de política financiera sobre los incentivos de los agentes del mercado de crédito en buenos tiempos, y que modele explícitamente la conexión entre estos efectos y la dinámica de transición entre tiempos normales y tiempos de crisis.

De los incentivos de los agentes que el marco debe capturar, el ahorro por motivo precaución es tal vez el más importante, y esto también requiere un enfoque global. Por ejemplo, ¿cómo altera una razón de préstamo a valor de las hipotecas regulatoria con un tamaño y comovimiento cíclico determinados las decisiones de endeudamiento hipotecario, el apalancamiento de los hogares y la frecuencia y magnitud de las crisis financieras? La respuesta depende esencialmente de cómo cambian las decisiones de endeudamiento a medida que cambia el requisito para el ratio de préstamo a colateral, y esta respuesta es determinada en parte por la forma en que la política altera los incentivos de los deudores para construir una reserva de ahorro (es decir, un desincentivo a la acumulación de deuda), lo que a la vez es determinado por las expectativas en equilibrio de las posibles corrientes futuras de ingresos y consumo a que los deudores se ven expuestos, no solo uno o dos períodos adelante, sino a través de todo el estado estacionario estocástico de la economía (y especialmente en aquellos de baja pero positiva probabilidad de eventos de crisis financiera).

El gráfico 1 es solo una abstracción heurística, a alto nivel de generalidad, de lo que debe producir un modelo ideal de política macroprudencial. El resto de este trabajo se centra en los modelos fisherianos como clase de modelos de

macrofinanzas cuantitativas que a la fecha ha producido resultados prometedores en términos tanto de capturar la dinámica no lineal de las crisis financieras como de proporcionar un marco para el estudio de la política macroprudencial. Asimismo, los modelos fisherianos ofrecen una justificación teórica de la política macroprudencial, porque encarnan restricciones colaterales que provocan una falla de mercado en forma de externalidades pecuniarias.

III. EXTERNALIDADES PECUNIARIAS COMO FUNDAMENTO DE LA POLÍTICA MACROPRUDENCIAL EN LOS MODELOS FISHERIANOS

La característica que define los modelos fisherianos es una restricción del colateral ocasionalmente vinculante que limita la capacidad de endeudamiento de los agentes económicos a una fracción κ del valor de mercado de los bienes o activos comprometidos como colateral. Si esta restricción vincula o no es un resultado de equilibrio dependiente del estado, que depende de los planes óptimos de los agentes y de la realización de *shocks* y variables agregadas, en particular precios de equilibrio⁴. Estos modelos se rotulan como “fisherianos” porque, cuando la restricción vincula, muestran una dinámica impulsada por el clásico mecanismo de deflación de la deuda propuesto por primera vez en el trabajo seminal de Fisher (1933). Nos centramos en modelos en los que esta restricción se impone directamente a los problemas de optimización de los agentes, en lugar de modelarse como resultado endógeno de una relación contractual entre deudores y acreedores explícitamente incluidos en los modelos. Esta es una práctica común en una rama de la literatura macro sobre fricciones financieras (por ejemplo, Kiyotaki y Moore, 1997; Aiyagari y Gertler, 1999). Sin embargo, existen estudios de modelos fisherianos en los que la restricción del colateral se deriva de una configuración contractual, típicamente como resultado de una aplicación limitada o un problema costoso de verificación de estado (por ejemplo, Bianchi y Mendoza, 2016; Mendoza y Quadrini, 2010). Además, el argumento de la externalidad pecuniaria que se desarrolla a continuación se aplica a una clase más amplia de modelos de fricciones financieras, en los que los precios determinados por el mercado determinan la capacidad de endeudamiento. Por ejemplo, el modelo clásico del acelerador financiero de Bernanke-Gertler, en el que los deudores pagan una prima de financiamiento externo en función de su patrimonio neto que emerge endógenamente como resultado de un contrato óptimo, presenta una externalidad pecuniaria similar, ya que el valor neto es valorado en precios de mercado y los deudores no internalizan el efecto de sus actos sobre esos precios.

En forma genérica, la restricción del colateral fisheriana es:

$$\frac{b_{t+1}}{R_t} \geq -\kappa_t f(p_t) \tag{1}$$

⁴ Nada garantiza que la restricción pueda realmente vincular a lo largo de un camino de equilibrio. De hecho, dado que las restricciones de crédito refuerzan los incentivos de ahorro precautorio, estos modelos tienen un mecanismo de autocorrección que reduce la probabilidad de que la restricción vincule, potencialmente incluso a cero.

donde b_{t+1} es la posición de un agente en un bono de descuento de un solo período, no de estado (es decir, el agente toma prestado cuando $b_{t+1} < 0$), con un precio igual al recíproco de su retorno bruto R_t ; κ_t es la fracción posiblemente variable temporal de bienes o activos que pueden darse en prenda como colateral; p_t representa el precio determinado por el mercado del colateral; y $f(\cdot)$ es una función exógena (generalmente lineal) de p_t .

Las aplicaciones cuantitativas revisadas en este trabajo se centran principalmente en dos formas funcionales específicas de la función de colateral $f(\cdot)$: i) la “dolarización de pasivos” para una economía en la que la deuda está denominada en unidades de bienes transables, y el colateral se contabiliza en términos de ingresos provenientes de los sectores transables y no transables, y_t^T y y_t^N , respectivamente. Esta configuración se originó en Mendoza (2002) y se ha utilizado ampliamente en modelos de política macroprudencial (por ejemplo, Bianchi, 2011; Benigno et al., 2013; Korinek, 2011; Bianchi et al., 2016). En este caso, b_{t+1} es en unidades de bienes transables y $f(\cdot) = y_t^T + p_t^N y_t^N$, donde p_t^N es el precio relativo de bienes no transables a bienes transables. Por consiguiente, la deuda no puede exceder una fracción κ_t del ingreso total en unidades de transables, y el precio que determina el valor del colateral es p_t^N ; ii) la de “activos de colateral”, en la que un activo k_{t+1} (terrenos, inmuebles, capital físico de una empresa) sirve como colateral y $f(\cdot) = q_t k_{t+1}$, donde q_t es el precio de mercado del activo en unidades de bienes de consumo. Por consiguiente, en este caso κ_t representa un límite superior en la razón de préstamo a colateral. Estos modelos son similares en estructura a Kiyotaki y Moore (1997) y Aiyagari y Gertler (1999), y han sido utilizados en estudios cuantitativos de crisis financieras, como los de Mendoza y Smith (2006) y Mendoza (2010), y en estudios de política macroprudencial de Bianchi y Mendoza (2010, 2016), y Jeanne y Korinek (2010).

Existen diferentes variaciones de la restricción fisheriana del colateral en la literatura precedente. Más adelante examinaremos un caso que amplía la deuda para incluir tanto la deuda intertemporal como la deuda dentro del período en forma de financiamiento de capital de trabajo utilizado por los productores para pagar los insumos. También hay formulaciones que permiten la producción endógena, la acumulación de capital, el comercio de activos y la intermediación financiera. En los modelos de dolarización de pasivos con producción, la deflación fisheriana de p_t^N afecta la oferta agregada al reducir la demanda de insumos en el sector no transables (por ejemplo, Durdu et al., 2009). Si se incluye el ingreso laboral en la garantía colateral, la restricción aumenta los retornos efectivos de la oferta laboral, ya que los ingresos adicionales del trabajo aumentan la capacidad de endeudamiento (por ejemplo, Mendoza, 2002; Benigno et al., 2013). En los modelos con acumulación de capital, la deflación fisheriana alcanza la Q de Tobin y, de ese modo, tiene efectos de oferta y demanda, porque provoca un colapso de la inversión y, por lo tanto, del capital físico futuro (por ejemplo, Mendoza, 2010). Los modelos en los que los activos se comercializan internacionalmente tienen una característica similar que desencadena ventas forzosas de activos y colapsos de precio cuando la restricción es vinculante, pero como los activos se venden a inversionistas extranjeros, la respuesta del precio de equilibrio depende de fricciones financieras adicionales, tales como costos de transacción y restricciones de venta cortas (Mendoza y Smith, 2006, 2014).

Mendoza y Quadrini (2010) estudian un modelo en el que bancos sujetos a un requerimiento de capital valorado a precios de mercado intermedian fondos entre hogares heterogéneos y una empresa representativa con una restricción del colateral.

En el resto de esta sección se desarrolla el argumento de que un fracaso del mercado justifica la política macroprudencial cuando está presente la restricción del colateral (1). La esencia del argumento es que el hecho de que el colateral esté valorado a precios de mercado en el lado derecho de (1) crea una externalidad pecuniaria. Las externalidades pecuniarias son generalmente benignas, porque no distorsionan las asignaciones, pero en modelos de esta clase sí las distorsionan. De particular interés para la política macroprudencial (ya que es una política preventiva) es un estado de naturaleza en el que la restricción del colateral no es vinculante en la fecha t , pero puede vincular con alguna probabilidad en $t+1$. En este caso, los agentes toman decisiones de endeudamiento que igualan el costo y beneficio marginal de la unidad adicional de deuda que toman en la fecha t , pero en el costo marginal no internalizan la respuesta de los valores del colateral en $t+1$ si la restricción de crédito se hace vinculante. Como resultado, el costo marginal privado difiere del costo marginal social del endeudamiento.

El argumento anterior puede articularse más formalmente de la siguiente manera. En equilibrio general, el valor de mercado del colateral corresponde a tasas marginales de sustitución en el consumo y/o tasas marginales de sustitución técnica en la producción. Dado que se trata de un resultado de equilibrio general, los deudores individuales no internalizan los efectos de sus propias decisiones de endeudamiento sobre las variables agregadas que determinan el valor del colateral a través de estas condiciones de equilibrio; sin embargo, los planificadores sociales lo hacen, porque internalizan que los precios dependen de las asignaciones. Así, desde la perspectiva del planificador, los precios en la función de colateral son en realidad una función de asignaciones agregadas. En la configuración estándar de la dolarización de pasivos con ingresos de dotaciones, la tasa marginal relevante de sustitución del valor del colateral es la que existe entre el consumo de bienes transables y no transables, y, dado que los bienes no transables suelen ser una dotación, podemos reformular la función de colateral como $f(p_t(C_t^T))$, donde C_t^T es el valor agregado del consumo de transables. En la configuración de activos colaterales, la tasa marginal de sustitución relevante es la intertemporal (o el factor de descuento estocástico), por lo que la función colateral puede expresarse como $f(p_t(C_t, C_{t+1}))$. Obsérvese la sutil diferencia en estas dos funciones del colateral: en el modelo de dolarización de pasivos, la función depende solo de las variables agregadas en la fecha t , mientras que en el modelo de activos colaterales depende de las variables de fecha t y fecha $t+1$. Esta diferencia tiene implicancias esenciales para la consistencia temporal y la credibilidad de la política macroprudencial óptima que destacaremos más adelante.

En general, los modelos macroeconómicos dinámicos con restricciones fisherianas de colateral tienen en común que, en un equilibrio descentralizado



sin intervención de política, la ecuación de Euler de los hogares para tenencias de bonos adopta la siguiente forma:

$$u'(t) = \beta R_t E[u'(t+1)] + \mu_t \quad (2)$$

El multiplicador de Lagrange no negativo en la restricción del colateral (μ_t) entra como una cuña que representa el hecho de que el costo efectivo del endeudamiento excede R_t cuando la restricción es vinculante.

Los problemas de la política óptima para los modelos fisherianos se formulan típicamente siguiendo el “enfoque primario”, como planteamientos socialmente eficientes (teniendo en cuenta las restricciones) en los que un regulador elige las tenencias de bonos internalizando directamente la dependencia del valor del colateral en el consumo y las opciones de endeudamiento. Las condiciones de optimalidad para estos problemas toman diferentes formas dependiendo de la estructura particular de los modelos, y especialmente de si los precios en la función colateral dependen de variables agregadas contemporáneas y/o futuras. Las diferencias a lo largo de estas líneas producen diferentes implicancias en cuanto a si el problema del planificador social requiere una intervención de política cuando la restricción del colateral es vinculante y/o antes de que lo sea. Sin embargo, para caracterizar la externalidad pecuniaria macroprudencial, nos abstraemos de la primera, suponiendo un estado de la naturaleza en que la restricción del colateral no es vinculante en la fecha t . En este caso, la ecuación de Euler del planificador para bonos típicamente toma la forma

$$u'(t) = \beta R_t E \left[u'(t+1) + \mu_{t+1}^* \kappa_{t+1} f'(t+1) \frac{\partial p_{t+1}}{\partial \tilde{C}_{t+1}} \frac{\partial \tilde{C}_{t+1}}{\partial b_{t+1}} \right] \quad (3)$$

donde μ_t^* es el multiplicador de la restricción del colateral en el problema del planificador y \tilde{C}_{t+1} es la variable agregada relevante para determinar los precios en la función de colateral. El segundo término dentro de los paréntesis en el lado derecho de esta expresión refleja la evaluación del planificador del efecto de la opción de endeudamiento b_{t+1} en \tilde{C}_{t+1} de fecha t , que a su vez determina el valor del colateral y la capacidad de endeudamiento en $t+1$. Esta evaluación solo es relevante en estados de la naturaleza en los que se espera que la restricción sea vinculante (es decir, si $\mu_{t+1}^* > 0$). Esto es una externalidad, porque captura los efectos de los precios que son el resultado agregado de decisiones individuales y, como tales, no son internalizados por los agentes privados. Evidentemente, dado que suponemos que la restricción no es vinculante en t , se deduce de la condición (2) que el costo marginal *privado* del endeudamiento es solamente $\beta R_t E[u'(t+1)]$ y, por lo tanto, siempre que $f'(t+1) (\partial p_{t+1} / \partial \tilde{C}_{t+1}) (\partial \tilde{C}_{t+1} / \partial b_{t+1}) > 0$, el costo marginal *social* del préstamo es mayor. En otras palabras, los agentes de la economía sin intervención de política tienen el incentivo de endeudarse en exceso, porque subvaloran el costo marginal del endeudamiento.

La propiedad de que $f'(t+1) (\partial p_{t+1} / \partial \tilde{C}_{t+1}) (\partial \tilde{C}_{t+1} / \partial b_{t+1}) > 0$ es crítica para el argumento anterior. El signo positivo de $f'(p_{t+1})$ puede imponerse con seguridad como supuesto, ya que la forma de $f(\cdot)$ se elige exógenamente y, por lo general, es lineal en el valor del colateral. En la configuración de la dolarización de pasivos $f'(p_{t+1}) = y_t^N > 0$, y en la configuración del precio del activo $f'(p_{t+1}) = K_{t+1} > 0$, donde

K_{t+1} es la oferta agregada de activos en la economía, y en ambas configuraciones y_t^N y K_{t+1} suelen modelarse como dotaciones exógenas. Además, $\frac{\partial \tilde{C}_{t+1}}{\partial b_{t+1}} > 0$ se deriva de restricciones presupuestarias estándares y, tanto en los modelos de dolarización de pasivos como en los de activos de colateral, $\frac{\partial \tilde{C}_{t+1}}{\partial b_{t+1}} = 1$.⁵ Por otra parte, dado que los precios son resultados de equilibrio general, el signo de $\partial p_{t+1}/\partial$ también es un resultado de equilibrio y, por consiguiente, $\frac{\partial p_{t+1}}{\partial \tilde{C}_{t+1}} > 0$ no puede asumirse, sino que debe establecerse como propiedad del equilibrio. El resultado es que, en variantes relativamente simples de configuraciones tanto de dolarización de pasivos como de activos de colateral, esta propiedad de la función de precios de equilibrio se mantiene debido a la concavidad de las funciones de utilidad. Los derivados de la función de fijación de precios de equilibrio en los modelos de dolarización de pasivos y activos de colateral, son, respectivamente.⁶

$$\frac{\partial p_{t+1}^N}{\partial C_{t+1}^T} = \frac{-p_{t+1}^N u_{c^T} (t+1)}{u_{c^T} (t+1)} > 0 \tag{4}$$

$$\frac{\partial q_{t+1}}{\partial C_{t+1}} = \frac{-q_{t+1} u_{cc} (t+1)}{u_c (t+1)} > 0. \tag{5}$$

Las asignaciones óptimas del planificador social producidas por el denominado enfoque primario generalmente son descentralizadas en la literatura mediante el uso de un impuesto contingente de estado sobre la deuda (a veces denominado impuesto pigouviano), con los ingresos reintegrados como transferencia a suma alzada. El impuesto macroprudencial óptimo sobre la deuda τ_t se define como aquel que hace que los agentes privados en el equilibrio descentralizado con el impuesto se enfrenten al mismo costo marginal de endeudamiento que el planificador social en estados de la naturaleza en que $\mu_t^* = 0$ y $E_t[\mu_{t+1}^* > 0]$. Por lo tanto, el τ_t óptimo aplicado sobre la economía descentralizada con impuestos es simplemente el que coincide con el valor de la externalidad pecuniaria en la condición de optimalidad del planificador (3) (es decir, un programa de impuestos tal que el lado derecho de (3) y el de la correspondiente ecuación de Euler en la economía descentralizada con impuestos generan valores idénticos). El impuesto macroprudencial óptimo sobre la deuda es:

$$\tau_t = \frac{E_t \left[\mu_{t+1}^* \kappa_{t+1} f'(t+1) \frac{\partial p_{t+1}}{\partial \tilde{C}_{t+1}} \frac{\partial \tilde{C}_{t+1}}{\partial b_{t+1}} \right]}{E_t [u'(t+1)]} \tag{6}$$

Este impuesto es estrictamente positivo, porque hereda el signo de la externalidad pecuniaria, y por lo tanto, una vez que se establece que $\partial p_{t+1}/\partial \tilde{C}_{t+1} > 0$, se deduce que τ es estrictamente positivo cuando $E_t[\mu_{t+1}^* > 0]$.

5 Por ejemplo, la restricción de recursos estándar para el consumo de bienes transables en la configuración de dolarización de pasivos es, $C_t^T = y_t^T - q_t b_{t+1} + b_t$, de modo que $\partial C_t^T / \partial b_t = 1$.

6 En estas expresiones, se reemplaza p_{t+1} por el precio correspondiente de cada modelo y se simplifica para obtener los precios en los numeradores utilizando las condiciones de optimalidad para la asignación sectorial del consumo en la configuración de la dolarización de pasivos y la ecuación de Euler para activos, en la configuración de activos de colateral.

Los impuestos son una forma natural de descentralizar la política óptima, porque estamos tratando con una externalidad. Sin embargo, en la práctica los reguladores financieros rara vez operan con instrumentos tributarios estándares y, en la conducción de la política macroprudencial, lo que generalmente vemos es el uso de instrumentos, tales como ratios normativos de préstamo a colateral y de préstamo a ingresos, reglas para la cobertura de liquidez de los bancos o topes de capital con un elemento contracíclico. Es fácil ver que la política macroprudencial óptima se puede descentralizar en términos de razones reguladoras préstamo sobre valor y préstamo sobre ingresos en lugar de impuestos. En este caso, el objetivo sería ajustar el valor del coeficiente del colateral “no regulado” κ_t con un ajuste contingente en tiempo y estado que no permita que los agentes privados tomen prestado por encima de la cantidad indicada por las reglas de decisión del planificador social. Bianchi (2011) muestra cómo la política óptima también puede ser descentralizada con requisitos de capital.

Cabe señalar cuatro salvedades importantes para el caso de la política macroprudencial presentada aquí. En primer lugar, las formulaciones alternativas de la restricción del colateral pueden producir bajo endeudamiento y subsidios a la deuda (por ejemplo, Benigno et al., 2013). En segundo lugar, dependiendo de la estructura del modelo y el valor de los parámetros, puede haber múltiples equilibrios competitivos, si hay más de un valor de b_{t+1} que satisfaga la restricción del colateral con $\mu_t > 0$ (ver Schmitt-Grohe y Uribe, 2016; Mendoza, 2005). En tercer lugar, también dependiendo de la estructura del modelo, el planificador social puede tener incentivos para intervenir no solo con política macroprudencial (es decir, la política que se aplica cuando $\mu_t^* = 0$ y $E_t[\mu_{t+1}^* > 0]$), sino también con política *ex post* (es decir, política que se aplica cuando $\mu_t^* > 0$). Por ejemplo, en un modelo de dolarización de pasivos con producción, el planificador desearía reasignar insumos de bienes no transables a la producción de bienes transables cuando $\mu_t^* > 0$, porque esto aumenta el valor del colateral y hace que la restricción sea menos vinculante (Hernández y Mendoza, 2016). En cuarto lugar, si los valores colaterales en la fecha t están determinados en conjunto por asignaciones de fecha t y fecha $t+1$, los planes óptimos del planificador social pueden ser inconsistentes temporales bajo compromiso (Bianchi y Mendoza, 2016). Esta cuarta cuestión es especialmente relevante para la evaluación de políticas, porque la inconsistencia temporal socava la credibilidad de la política y se analiza a continuación.

IV. COMPLEJIDAD DE LA POLÍTICA ÓPTIMA EN UNA CONFIGURACIÓN DE DOLARIZACIÓN DE PASIVOS

En esta sección se utiliza un ejemplo cuantitativo específico basado en la configuración de dolarización de pasivos para ilustrar dos puntos: el primero, los modelos fisherianos producen crisis financieras con características realistas, porque encarnan un mecanismo de amplificación financiera fuerte; el segundo, estos modelos arrojan resultados muy favorables sobre la efectividad de la política macroprudencial óptima, debido a grandes externalidades pecuniarias. La formulación específica del modelo de dolarización de pasivos se basa en Hernández y Mendoza (2017), que a la vez se deriva de Bianchi et al. (2016).

1. Modelo de dolarización de pasivos con producción y *shocks* no convencionales

Considérese una economía pequeña y abierta en la que los agentes producen y consumen bienes transables y no transables. Un hogar representativo elige secuencias de b_{t+1} , c_t^T y c_t^N para resolver el siguiente problema de optimización:

$$\max E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right], \quad c_t = \left[\omega (c_t^T)^{-\eta} + (1-\omega)(c_t^N)^{-\eta} \right]^{-\frac{1}{\eta}} \quad (7)$$

sujeto a:

$$q_t b_{t+1} + c_t^T + p_t^N c_t^N + A^T + p_t^N A^N = b_t + \pi_t^T + \pi_t^N \quad (8)$$

$$q_t b_{t+1} \geq -\kappa (\pi_t^T + \pi_t^N) \quad (9)$$

Las preferencias son estándares, con una función de utilidad CRRA (coeficiente de aversión relativa al riesgo) y un agregador de consumo CES (elasticidad de sustitución constante) para bienes transables y no transables ($1/(1+\eta)$, es la elasticidad de sustitución entre los dos). En el lado derecho de las restricciones de presupuesto y endeudamiento, π^T y π^N son las utilidades de la producción en las industrias de bienes transables y no transables. A^T y A^N son constantes de gasto autónomo que corresponden a inversiones y compras gubernamentales, para permitir calibrar el modelo a ratios observados de consumo sobre producto.

La empresa representativa produce bienes transables y no transables mediante el uso de bienes intermedios, m_t^T y m_t^N en cada industria, respectivamente, como el único insumo variable en funciones de producción neoclásicas estándares. Estos bienes intermedios son bienes transables con un precio relativo constante mundial de p^m en unidades de bienes de consumo transables. Las empresas eligen su demanda de insumos para maximizar las utilidades:

$$\max_{m_t^T} \pi_t^T = z_t^T (m_t^T)^{\alpha^T} - p^m m_t^T \quad (10)$$

$$\max_{m_t^N} \pi_t^N = p_t^N z_t^N (m_t^N)^{\alpha^N} - p^m m_t^N \quad (11)$$

Obsérvese que, dado que la maximización de la utilidad requerirá equiparar el valor del producto marginal de los insumos en cada sector con p^m , las utilidades totales en equilibrio (que son el colateral para la deuda) están dadas por $\pi_t^T + \pi_t^N = (1-\alpha^T)z_t^T (m_t^T)^{\alpha^T} + (1-\alpha^N)p_t^N z_t^N (m_t^N)^{\alpha^N}$. Por lo tanto, en equilibrio, la restricción de endeudamiento de esta economía depende de p^N , aun cuando no entra explícitamente en la restricción del colateral que los hogares “ven”.

Como anotan Bianchi et al. (2016), el modelo incluye tres tipos de *shocks*: i) los *shocks* estándares a la productividad total de factores (PTF) afectan a ambos productores, z_i^i porque $i=N, T$; ii) noticias ruidosas sobre los fundamentos futuros en forma de señal s_t recibidas en la fecha t sobre la PTF en la fecha $t+1$ en el

sector de transables z_{t+1}^T , y iii) cambios en la liquidez global, modelados como cambios de régimen en la tasa de interés mundial, que es la inversa de q_t . La justificación para introducir estos dos *shocks* “no convencionales” es capturar los efectos de las condiciones en los mercados globales (por ejemplo, noticias sobre precios de materias primas, las “fases de liquidez global” de Shin (2013)) debido a las cuales los *shocks* y decisiones de política del resto del mundo se extienden a las condiciones de estabilidad financiera y las fluctuaciones macroeconómicas locales.

Las noticias ruidosas se modelan como en Durdu et al. (2013). Las señales tienen el mismo número N de realizaciones que los *shocks* a la PTF y satisfacen la siguiente condición:

$$p(s_t = i | z_{t+1}^T = l) = \begin{cases} \theta & \text{if } i = l \\ \frac{1-\theta}{N-1} & \text{if } i \neq l \end{cases} \quad (12)$$

El parámetro θ determina la precisión de las señales. Las noticias son perfectamente precisas si $\theta=1$, porque en ese caso la señal PTF particular recibida en t es exactamente la realización observada en $t+1$. En el otro extremo, las noticias son perfectamente no informativas si $\theta=1/N$, porque una señal PTF particular recibida en t tiene una probabilidad igual de estar asociada a todas las realizaciones posibles de la PTF en $t+1$. Los agentes utilizan estas señales para mejorar sus expectativas racionales (bayesianas) de la evolución de la PTF en el sector de los bienes transables (Bianchi et al., 2016).

Los cambios globales de liquidez se modelan como un proceso estándar de conmutación de Markov de tipo Hamilton a través de dos regímenes, uno con una tasa de interés real mundial baja (alto precio de bonos, q^H) y otro con una tasa de interés alta. Las probabilidades de transición de un paso de la continuación de cada régimen son F_{HH} y F_{LL} , y, por lo tanto, las duraciones medias de los regímenes de liquidez alta y baja son $1/(1-F_{LL})$ y $1/(1-F_{HH})$.

Es importante considerar las noticias ruidosas y los cambios de liquidez en los modelos de transmisión financiera. Por ejemplo, una buena noticia recibida en la fecha t sobre los precios de materias primas en la fecha $t+1$ es similar a una forma de optimismo que induce a los agentes a pedir prestado más y a esperar una mayor capacidad de endeudamiento en el futuro. Si en $t+1$ los precios efectivos son en realidad bajos, la economía puede hacerse financieramente frágil, ya que tendrá mayor deuda y apalancamiento que en ausencia de noticias ruidosas. De manera similar, si el mundo está en un régimen de liquidez elevado (por ejemplo, tras compromisos de flexibilización cuantitativa por parte de los bancos centrales de las economías avanzadas), los agentes también tienen el incentivo de asumir más deuda; de manera que, cuando se produce un cambio a baja liquidez, puede desencadenarse inestabilidad financiera, tanto en forma directa —debido a la gran reversión repentina de liquidez— como indirecta, porque los agentes tendrán una deuda y un apalancamiento más altos que cuando la tasa de interés es constante o modelada como un proceso de series de tiempo suaves.

Cuando la restricción del colateral se vuelve vinculante en el equilibrio competitivo descentralizado de esta economía, el consumo de bienes transables cae, porque el acceso al crédito es limitado. Esto, a su vez, hace bajar el precio de mercado de los no transables, lo cual reduce el valor del producto marginal de los insumos en el sector N , provocando una caída de la demanda de insumos y la producción de este sector, lo que también implica que las utilidades de este sector disminuyen. La deflación fisheriana ocurre porque, a medida que el precio y los beneficios del sector N disminuyen, la restricción del colateral que afecta al hogar se vuelve más vinculante, causando un ciclo de retroalimentación, por lo cual el consumo de bienes transables cae más; el precio, la producción y las utilidades de los no transables caen más, y la restricción del colateral vincula más.⁷

La política financiera óptima en esta economía se caracteriza por las asignaciones que resuelven el siguiente problema recursivo del planificador socialmente eficiente (dadas las restricciones), usando ε para representar un conjunto de realizaciones de cada *shock*, $\varepsilon=(z^T, z^N, s, q)$:

$$V(b, \varepsilon) = \max_{b', c^T, c^N, m^T, m^N} \left[\frac{\left(\left[\omega(c^T)^{-\eta} + (1-\omega)(c^N)^{-\eta} \right]^{\frac{1}{\eta}} \right)^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta EV(b', \varepsilon') \right] \quad (13)$$

sujeto a:

$$c^T + A^T + p^m(m^T + m^N) + qb' = b + z^T(m^T)^{\alpha^T} \quad (14)$$

$$c^N + A^N = z^N(m^N)^{\alpha^N} \quad (15)$$

$$qb' \geq -\kappa \left[(1-\alpha^T)z^T(m^T)^{\alpha^T} + (1-\alpha^N)p^N z^N(m^N)^{\alpha^N} \right] \quad (16)$$

$$p^N = \left(\frac{1-\omega}{\omega} \right) \left(\frac{c^T}{c^N} \right)^{1+\eta} \quad (17)$$

Las restricciones (14) y (15) son las restricciones de recursos en los sectores T y N , respectivamente. La restricción (16) es la restricción del colateral a la que se enfrenta el planificador, que internaliza que las utilidades en equilibrio corresponden a la parte $(1-\alpha^i)$, para $i = N, T$ de la producción de cada sector en unidades de bienes transables. La restricción (17) es una restricción de implementabilidad que corresponde a la condición de optimalidad para asignaciones sectoriales de consumo en el equilibrio competitivo. Intuitivamente,

⁷ Nótese que, dado que disminuye la producción de no transables, para que el precio relativo caiga, el efecto de la restricción del colateral que reduce el consumo de transables debe ser mayor que el descenso del consumo de no transables implícito en la caída de la producción de no transables. Además, existe la posibilidad de multiplicidad de equilibrio si se mantiene una condición que exige que κ sea relativamente alta en comparación con el producto de $(1+\eta)$ y la relación entre utilidades de no transables y consumo de transables.

el planificador, al reconocer la conexión entre el precio de los no transables y la capacidad de endeudamiento, tiene en cuenta que sus planes óptimos deben ser coherentes con los precios que pueden sostenerse como un resultado de mercado en que los mercados siguen siendo privados y competitivos.

Siguiendo los argumentos de la sección anterior, podemos concluir que esta economía presenta la misma externalidad pecuniaria según la cual el planificador internaliza el efecto de la opción de préstamo de hoy sobre el valor del colateral de mañana, cuando la restricción del colateral es vinculante. Derivando las condiciones de optimalidad del equilibrio descentralizado y del problema del planificador, y comparándolas a la luz de los argumentos de la sección II, podemos obtener la siguiente expresión para la ecuación de Euler del planificador para bonos:

$$q_t u_{c^T}(t) = \beta E_t \left[u_{c^T}(t+1) + \mu_{t+1}^* \kappa (1 + \eta) \frac{p_t^N (1 - \alpha^N) z_t^N (m_t^N)^{\alpha^N}}{c_t^T} \right] \quad (18)$$

El segundo término entre paréntesis en el lado derecho de esta expresión corresponde a la externalidad pecuniaria de este modelo cuando la restricción no vincula hoy, pero puede vincular mañana en algunos estados de la naturaleza. Una vez más, siguiendo los argumentos de la sección 1, esta externalidad produce el siguiente impuesto macroprudencial óptimo sobre la deuda:

$$\tau_t^b = \frac{E_t \left[\mu_{t+1}^* \kappa (1 + \eta) \frac{p_t^N (1 - \alpha^N) z_t^N (m_t^N)^{\alpha^N}}{c_t^T} \right]}{E_t [u_{c^T}(t+1)]} \quad (19)$$

Sin embargo, en esta economía no solo hay política macroprudencial (es decir, *ex ante*), sino también política financiera en un sentido más amplio, porque el planificador también tiene el incentivo de intervenir cuando la restricción del colateral es vinculante en la fecha t . En particular, cuando la restricción vincula, el planificador considera óptimo introducir cuñas en las condiciones de asignación de factores, como sigue:

$$\alpha^N p_t^N z_t^N (m_t^N)^{\alpha^N - 1} = p^m \left[\frac{\lambda_t}{\lambda_t + \mu_t^* \kappa (1 - \alpha^N) \left(1 - \left(\frac{p_t^N c_t^N + c_t^T}{c_t^T} \right) \left(1 + \frac{A^T}{c_t^N} \right) \right)} \right] \quad (20)$$

$$\alpha^T z_t^T (m_t^T)^{\alpha^T - 1} = p^m \left[\frac{\lambda_t}{\lambda_t + \mu_t^* \kappa (1 - \alpha^T)} \right] \quad (21)$$

En estas expresiones, λ denota el multiplicador de Lagrange en la restricción de recursos para los transables. La cuña en la condición de asignación de factores del sector N —el término entre corchetes en la condición (20)— es menor que

uno, porque el segundo término del denominador es negativo. La cuña en la asignación de factores del sector T —el término entre corchetes en la condición (21)— es mayor que uno, porque el segundo término del denominador es positivo. Por lo tanto, el costo marginal social de asignar insumos para producir bienes N (T) es mayor (menor) que el costo marginal privado (p^m), porque el planificador se da cuenta de que, al reasignar los insumos y la producción de esta manera, se puede sostener el valor del colateral, lo que es socialmente valioso cuando la restricción del colateral vincula. Estas asignaciones de factores socialmente óptimas pueden descentralizarse imponiendo los siguientes impuestos contingentes de tiempo y estado τ_t^N (subsidios s_t^T) al sector N (T):

$$\tau_t^N = \left[\frac{\lambda_t}{\lambda_t + \mu_t^* \kappa (1 - \alpha^N) \left(1 - \left(\frac{p_t^N c_t^N + c_t^T}{c_t^T} \right) \left(1 + \frac{A^T}{c_t^N} \right) \right)} \right] - 1 \quad (22)$$

$$s_t^T = 1 - \left[\frac{\lambda_t}{\lambda_t + \mu_t^* \kappa (1 - \alpha^T)} \right] \quad (23)$$

La restricción presupuestaria del gobierno en esta configuración es $Tr_t = -\frac{\tau q_t b_{t+1}}{1 + \tau} + \tau_t^N m_t^N - s_t^T m_t^T$, donde Tr_t es un impuesto (si es negativo) o transferencia (si es positiva) a suma alzada a las personas. Obsérvese que si $Tr_t < 0$, el supuesto de un gravamen a suma alzada puede ser molesto porque le da al gobierno un mecanismo libre de distorsión para reasignar recursos. En tal caso, sería más razonable exigir al gobierno que aumente los ingresos necesarios para pagar las políticas financieras óptimas utilizando impuestos distorsionadores y tome en consideración esta distorsión adicional al diseñar la política óptima. Este es solo un problema en estados en que la restricción del colateral es vinculante y si los ingresos recaudados por el impuesto a la deuda macroprudencial y el impuesto a los productores de no transables es menor que el costo de la subvención a los productores de transables.

2. Resultados cuantitativos

Hernández y Mendoza (2017) calibran el modelo utilizando datos para Colombia (las aplicaciones anteriores del modelo de dolarización de pasivos han utilizado datos para México y Argentina). Los valores de los parámetros se enumeran en el cuadro 1 y los detalles de la calibración están disponibles en su artículo. Resuelven el modelo utilizando métodos globales no lineales (un algoritmo de iteración de tiempo con la restricción ocasionalmente vinculante, *shocks* de noticias y cambio de régimen en la tasa de interés adaptada del trabajo de Bianchi et al., 2016). Nos interesan dos características de los resultados. En primer lugar, el mecanismo de amplificación fisheriana produce crisis financieras con características realistas. En segundo lugar, la política financiera óptima (intervención tanto macroprudencial como *ex post*) es muy eficaz para reducir la frecuencia y magnitud de las crisis y aumentar el bienestar social.

**Cuadro 1****Calibración del modelo de dolarización de pasivos**

Parámetro		Valor	Objetivo
Aversión al riesgo	γ	2,000	Valor estándar
Elasticidad de sustitución	η	0,415	Bianchi et al. (2016)
Agregador del consumo	ω	0,415	Fracción de productos transables
Precisión de las noticias	θ	2/3	Bianchi et al. (2016)
Insumos transables en sector transable (%)	αT	0,420	Promedio insumos transables en producto bruto transable (%)
Insumos transables en sector no transable (%)	αN	0,158	Promedio insumos transables en producto bruto no transable (%)
Autocorrelación productos transables	ρ_z^T	0,845	Autocorrelación del producto
Desviación estándar productos transables	σ_z^T	0,016	Volatilidad del producto
Tasa de interés real, baja liquidez	R^b	1,013	Bianchi et al. (2016)
Tasa de interés real, alta liquidez	R^l	0,992	Bianchi et al. (2016)
Prob. de continuidad, baja liquidez	F_{HH}	0,983	Bianchi et al. (2016)
Prob. de continuidad, alta liquidez	F_{LL}	0,900	Bianchi et al. (2016)
Factor de descuento	β	0,989	Activos externos netos / PIB, promedio de Colombia
Activos prendables (%)	κ	0,850	Probabilidad de crisis

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2**Comparación de equilibrios con y sin política financiera**

Momentos de largo plazo	(1) DE	(2) SP	(3) ICO	(4) IC PPO
$E(B/Y)$	77,35%	74,95%	70,86%	75,7%
$\sigma(CA/Y)$	0,023	0,009	0,019	0,022
Ganancia de bienestar	n.d.	1,38%	0,9%	0,4%
Probabilidad de crisis	2,80%	0,00%	1,39%	2,48%
$Pr(\mu_t > 0)$	15,57%	4,95%	11,92%	14,60%
Momentos de crisis financiera				
ΔC	-6,03%	-1,57%	-5,24%	5,42%
ΔTCR	-7,99%	-1,08%	-7,93%	-7,35%
$\Delta CA/Y$	7,70%	-0,31%	3,42%	6,43%
$E[\tau]$ pre crisis	n.d.	0,1%	0,1%	0,3%
$E[s^2]$ pre crisis	n.d.	0,1%	0,0%	0,0%
$E[\tau^N]$ pre crisis	n.d.	0,8%	0,0%	0,0%

Fuente: Elaboración propia.

Notas: (1) Equilibrio descentralizado sin intervención de políticas. (2) Equilibrio del planificador social con política financiera óptima. (3) Impuesto constante optimizado. (4) Impuesto constante fijado en promedio de políticas óptimas.

El cuadro 2 presenta momentos clave que resumen características de las crisis financieras, tanto del equilibrio descentralizado sin intervención política (DE) como del equilibrio del planificador social con la política financiera óptima (SP), junto con resultados adicionales sobre reglas de política más sencillas, que se analizarán más adelante. Consideremos primero las características de las crisis financieras en el DE. Las crisis ocurren con una probabilidad de 2,8%, como una implicancia del objetivo de calibración para el valor de κ . En promedio, cuando se produce una crisis financiera (definiendo crisis financiera como en los estudios empíricos, en términos de cambios superiores en dos desviaciones estándar del flujo de crédito, que en este caso también es la cuenta corriente), los efectos del impacto son: un descenso del 6% en el consumo, un descenso de 8% del tipo de cambio real y una reversión de la cuenta corriente de casi 800 puntos base. Así, la amplificación financiera produce crisis con características realistas en términos de respuestas del consumo y de la cuenta corriente, en comparación con características reales de paradas repentinas en economías emergentes (Mendoza, 2010).

Las externalidades globales a través de cambios de régimen en la tasa de interés y/o noticias ruidosas sobre la productividad futura del sector transable (o términos de intercambio futuros), juegan un papel importante en estos resultados. En particular, como se documentó anteriormente en los resultados de Bianchi et al. (2016), en todos los eventos de crisis financiera incluidos en el modelo, la realización de z_t es baja, pero la señal sobre esta realización es media o buena en aproximadamente 1/3 de las crisis. Por lo tanto, las noticias positivas sobre fundamentos globales que resultan ser “falso optimismo” *ex post* es una fuente de inestabilidad financiera.

La comparación del DE vs. SP en el cuadro 2 (columnas 1 y 2) muestra que la política óptima es muy efectiva en esta configuración. Las crisis se eliminan por completo (es decir, los cambios en la cuenta corriente de magnitudes comparables a las del DE se convierten en eventos de probabilidad cero). Cuando se enfrentan a *shocks* de igual magnitud que la economía del DE en los estados de crisis, las respuestas del consumo y del tipo de cambio real son mucho menores y la cuenta corriente casi no cambia. El bienestar social, medido como una variación compensatoria del consumo que hace que los agentes sean indiferentes entre el DE y el DP en términos de utilidad de por vida esperada, es 1,4% más alto en la economía de SP, lo que representa una significativa ganancia de bienestar.

El promedio del impuesto a la deuda macroprudencial y el subsidio a la producción de bienes transables es en torno a 0,1% (en el año anterior a que una crisis financiera golpee a la economía de DE para hacerlas comparables), mientras el impuesto a la producción de no transables es de 0,8%. Los impuestos sobre la deuda se utilizan con mayor frecuencia, con una probabilidad a largo plazo de casi 12%, mientras que la probabilidad a largo plazo de utilizar el impuesto y el subsidio a la producción, que son estados en los que $\mu_t > 0$, es de aproximadamente 5%.

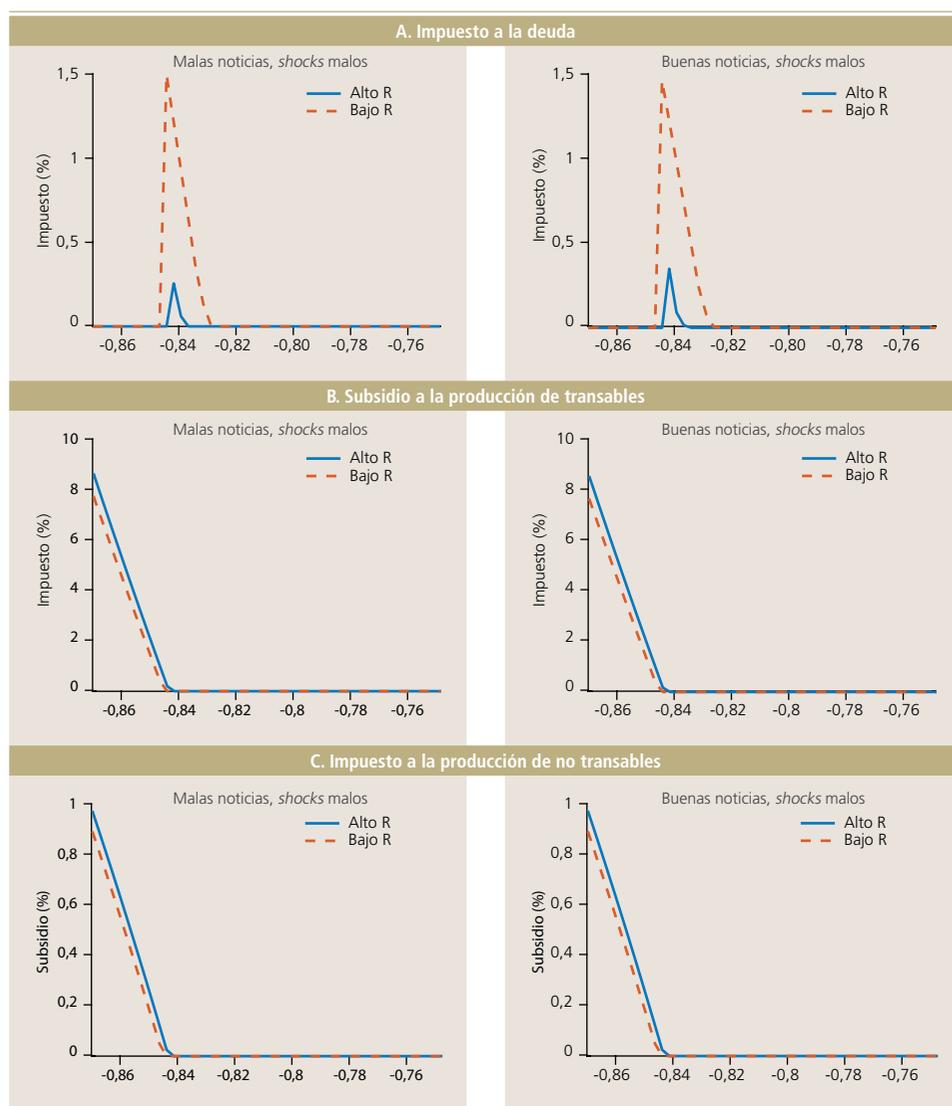
Hernández y Mendoza (2017) y Bianchi et al. (2016) documentan en detalle la complejidad de las políticas óptimas mediante el estudio de la variación de los impuestos óptimos, tanto en la dimensión temporal como en las tablas de impuestos entre valores de deuda y realizaciones de los diversos *shocks*. El



gráfico 2 ilustra parte de esta complejidad mostrando los programas de política óptimos como funciones del valor de b para regímenes con altas tasas de interés mundial (R) (curvas continuas azules) y bajas (curvas discontinuas rojas) en pares de paneles para cada impuesto, que corresponden a malas noticias y buenas noticias en s , ambas coincidentes con malas realizaciones de z .

Gráfico 2

Complejidad de la política óptima



Fuente: Elaboración propia.

Las políticas óptimas incluyen variaciones grandes y no lineales. Cuando b es suficientemente alto para que la restricción del colateral sea de poca relevancia, las tres cuñas en las condiciones de optimalidad del planificador son cero, y todos los impuestos son cero. Cuando el valor de b es suficientemente bajo para que la restricción sea vinculante en $t+1$ con alguna probabilidad (para el impuesto sobre la deuda) o en t (para el impuesto y subsidio a la producción), los instrumentos de política se activan y sus valores aumentan a medida que b cae (a medida que la deuda aumenta). Los impuestos óptimos sobre la deuda pueden ser tan altos como 1,4%, los subsidios óptimos a los productores de transables pueden llegar a un poco más del 1%, y los impuestos óptimos sobre los productores de no transables pueden llegar al 10%.

A la luz de la complejidad de la política óptima, considérese en cambio normas de política más simples en forma de impuestos constantes. En primer lugar, la columna (3) del cuadro 2 muestra los resultados para el caso en que los impuestos sean “optimizados”, en el sentido de encontrar el triple (τ, s^T, τ^N) que alcanza el mayor bienestar social mediante el uso de una rutina simple a partir de los impuestos promedio de la política óptima. Puesto que esto es computacionalmente intensivo, la columna (4) presenta resultados para el caso en que los impuestos se fijan simplemente en los promedios de la política óptima.

Los resultados de estas dos reglas simples muestran los riesgos significativos incorporados al uso de instrumentos de política financiera y la importancia de desarrollar modelos cuantitativos confiables para evaluar estas políticas. Estas dos reglas son menos eficaces que la política óptima por márgenes considerables, pero en particular la eficacia de la regla más simple establecida para los promedios de la política óptima es mínima. En relación con el DE sin política de la columna 1, la frecuencia de crisis cae de 2,8 a 2,5%, la ganancia de bienestar es de solo 0,4% y la magnitud del impacto sobre el consumo, el tipo de cambio real y la cuenta corriente, cuando golpea una crisis son solo levemente más débiles. Por otra parte, hay muchos triples de valores de instrumentos de política que pueden efectivamente convertir pérdidas de bienestar, de modo que la economía está mejor cuando se expone al riesgo de 2,8% de crisis financiera que con impuestos constantes subóptimos.

V. CREDIBILIDAD Y POLÍTICA ÓPTIMA Y CONSISTENTE TEMPORAL EN UNA CONFIGURACIÓN DE ACTIVOS DE COLATERAL

En esta sección, ofrecemos un ejemplo cuantitativo de la configuración de activos de colateral. A partir de los resultados obtenidos por Bianchi y Mendoza (2016), documentamos que nuevamente en este entorno, los modelos fisherianos producen crisis financieras con rasgos realistas. Asimismo, los autores demuestran que la política financiera óptima bajo compromiso es inconsistente en el tiempo y, por lo tanto, su credibilidad es un problema, pero que la política óptima y consistente temporalmente de un regulador financiero que no puede comprometerse con políticas futuras, todavía puede ser muy eficaz. Nuevamente, sin embargo, la complejidad es un obstáculo y hay un gran conjunto de “reglas de política financiera sencillas” que son mucho menos eficaces que la política

óptima, y que en realidad pueden reducir el bienestar en relación con la economía descentralizada sin regulación.

1. El modelo Bianchi-Mendoza y la inconsistencia temporal de la política financiera

Considérese nuevamente una economía pequeña y abierta con acceso a los mercados de crédito mundiales, pero ahora suponiendo que los agentes privados usan como colateral un activo físico con oferta fija (por ejemplo, terrenos o vivienda). Para permitir que la restricción del colateral afecte a la oferta agregada, suponemos que los agentes operan una tecnología de producción que requiere de nuevos bienes intermedios cuyo precio es determinado a nivel mundial; sin embargo, ahora la restricción es importante para la producción, ya que una fracción del costo de los insumos debe pagarse por anticipado con préstamos de capital de trabajo, y estos préstamos también están sujetos a la restricción del colateral. Sin pérdida de generalidad, combinamos los problemas de optimización de hogares y empresas con el problema de optimización de un “hogar-empresa” representativo.

El agente representativo elige secuencias de consumo y tenencia de bonos como en el modelo de la sección III, pero además elige secuencias de tenencias de activos, k_{t+1} , oferta de mano de obra, h_t , y bienes intermedios, m_t , para resolver el siguiente problema de optimización restringida:

$$\max E_0 \left[\beta^t \frac{\left(c_t - \chi \frac{h^{1+\omega}}{1+\omega} \right)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right], \quad \omega > 0, \sigma > 1 \quad (24)$$

sujeto a:

$$q_t k_{t+1} + c_t + \frac{b_{t+1}}{R_t} = q_t k_t + b_t + [z_t k_t^{\alpha k} m_t^{\alpha m} h_t^{\alpha h} - p^m m_t], \quad (25)$$

$$\alpha k, \alpha m, \alpha h \geq 0, \alpha k + \alpha m + \alpha h \leq 1$$

$$\frac{b_{t+1}}{R_t} - \theta p^m m_t \geq -\kappa_t q_t k_t, \quad 0 \leq \theta \leq 1 \quad (26)$$

La función de utilidad es nuevamente la aversión al riesgo relativa constante (CRRA), pero ahora su argumento es la función de utilidad de Greenwood, Hercowitz y Huffman (1988), que elimina el efecto riqueza sobre la oferta de mano de obra, haciendo que la tasa marginal de sustitución entre consumo y trabajo dependa solo de este último. El parámetro ω determina la elasticidad Frisch de la oferta de mano de obra. El lado izquierdo de la restricción presupuestaria (25) indica que el hogar-empresa representativo utiliza los ingresos para comprar activos (a precio q_t), bienes de consumo y bonos. El lado derecho señala que las fuentes de ingresos son el valor de las tenencias de activos corrientes, el pago de las tenencias de bonos corrientes y las utilidades de la producción (producto bruto menos el costo de bienes intermedios). La función de producción bruta

utiliza activos, insumos intermedios y mano de obra para generar producción. La función de producción es estándar: $F(k_t, m_t, h_t) = k_t^{\alpha k} m_t^{\alpha m} h_t^{\alpha h}$. Los insumos se compran en los mercados mundiales a un precio constante p^m . Dado que el mismo agente representativo suministra y demanda mano de obra, el ingreso del trabajo se incluye en la producción bruta y el salario se elimina con el ingreso salarial en la restricción (25).

La restricción del colateral (26) plantea que la deuda total, incluidos la deuda de un período y el financiamiento del capital de trabajo dentro del período, no puede exceder la fracción κ , del valor actual de los activos colaterales. Se necesita capital de trabajo para pagar por adelantado por una fracción θ del costo total de los bienes intermedios. Obsérvese que la temporización del capital de trabajo es diferente de la configuración estándar de capital de trabajo de Fuerst (1992), en la que la tasa de interés neta ingresa como servicio de la deuda en el capital de trabajo y, por lo tanto, forma parte del precio de los insumos. Esto mejoraría la transmisión financiera operando en el modelo vinculando directamente la tasa de interés con el costo de los insumos. En cambio, aquí los préstamos de capital de trabajo se obtienen y pagan dentro del período de producción, por lo que, a menos que la restricción del colateral sea vinculante, el capital de trabajo es neutral.

Este modelo tiene tres *shocks*. Los *shocks* internos estándar de PTF en la producción bruta, z_t , y dos *shocks* que capturan los efectos de las externalidades globales, a saber: los *shocks* mundiales de la tasa de interés real, R_t , y los *shocks* a la capacidad de colateralizar los activos en deuda, κ_t . Los *shocks* de tasas de interés son modelados como proceso de Markov estacionario estándar que se ajusta a los datos de series de tiempo de Estados Unidos sobre los tipos de interés real a corto plazo y, por lo tanto, pueden ser vistos como *proxy* del mecanismo que impulsa los efectos indirectos de los cambios en la política monetaria estadounidense. Los *shocks* a κ_t se establecen siguiendo el mismo enfoque para modelar los *shocks* globales de liquidez, como en los ejemplos de dolarización de pasivos. Por lo tanto, κ_t sigue un proceso de Markov de cambio de régimen de dos puntos ($\kappa^h > \kappa^l$), con κ^h correspondiente al régimen de liquidez alta. Obsérvese que, como se muestra en la sección IV y en otras partes de la literatura (por ejemplo, Mendoza, 2010), no se requieren *shocks* a κ para que los modelos fisherianos tengan una fuerte amplificación y produzcan crisis financieras en aplicaciones cuantitativas. Estos se utilizan en esta configuración de activos colaterales para captar los efectos de las fluctuaciones observadas en la disponibilidad de crédito y ratios de préstamo sobre colateral impulsadas por mercados de capitales globales.

La oferta agregada de capital es $K=1$. Se desprende, entonces, que el equilibrio competitivo satisface la ecuación de Euler (2) y, además, las siguientes condiciones:

$$z_t F_h(1, h_t, m_t) = \chi h_t^{\omega} \quad (27)$$

$$z_t F_m(1, h_t, m_t) = p^m \left(1 + \theta \frac{u_t}{u_c(t)} \right) \quad (28)$$

$$q_t u_c(t) = \beta E_t [u_c(t+1)(d_{t+1} + q_{t+1}) + \kappa_{t+1} \mu_{t+1} q_{t+1}], \quad d_{t+1} \equiv z_{t+1} F_k(1, h_{t+1}, m_{t+1}) \quad (29)$$

Si la restricción del colateral no es vinculante en t y $t+1$, $\mu_t = \mu_{t+1} = 0$ y las condiciones anteriores serán estándar. La condición (27) equipara el producto marginal del trabajo con la desutilidad marginal del trabajo, que también es el salario real. La condición (28) equipara el producto marginal de los bienes intermedios con p^m . La condición (29) se reduce a una ecuación estándar de Euler para los activos, igualando el costo marginal y el beneficio de comprar una unidad extra de activos.

Si $\mu_t > 0$, la restricción del colateral aumenta efectivamente el costo marginal de los bienes intermedios en la condición (28) en la cantidad $\theta \mu_t / u_c(t)$, lo que reduce la demanda de insumos y, por consiguiente, resulta en efectos adversos sobre la asignación de factores y en la producción cuando la restricción es vinculante. En estos estados, la amplificación financiera golpea la oferta agregada porque, aunque R_t y κ_t no cambian, un *shock* PTF de un tamaño dado tiene un efecto más negativo sobre la demanda de insumos y producción si la restricción es vinculante que si no lo es.

Si $\mu_{t+1} > 0$, el beneficio marginal de la acumulación de activos aumenta porque, si se espera que la restricción vincule en el período siguiente, el agente representativo toma en cuenta que mantener más activos aumenta su capacidad de endeudamiento. Obsérvese que esto es distinto a internalizar los efectos de precios de los planes óptimos, ya que se relaciona con el efecto de mantener más k_{t+1} sobre la restricción del colateral en $t+1$, no los efectos sobre los precios de activos en t o en $t+1$.

¿Cómo afectan a los precios de los activos las restricciones del colateral vinculantes? Esto es más difícil de explicar, debido al carácter prospectivo de la fijación de precios de activos. Siguiendo a Bianchi y Mendoza (2016), si aplicamos el tratamiento matemático estándar de los modelos de precios de activos de equilibrio a las condiciones con el fin de obtener expresiones para la solución anticipada de los precios de los activos y la prima de equidad, podemos obtener los siguientes resultados:

$$q_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \left[\prod_{i=0}^j E_{t+i} (R_{t+1+i}^q) \right]^{-1} d_{t+1+j}, \quad R_{t+1+i}^q \equiv \frac{d_{t+1+i} + q_{t+1+i}}{q_{t+i}} \quad (30)$$

$$E_t [R_{t+1}^q - R_t] = \frac{1}{E_t (sdf_{t+1})} \left[\frac{\mu_t}{u_c(t)} - E_t (\phi_{t+1} sdf_{t+1}) - \text{cov}_t (R_{t+1}^q, sdf_{t+1}) \right] \quad (31)$$

$$sdf_{t+1} = \frac{\beta u_c(t+1)}{u_c(t)}, \quad \phi_{t+1} \equiv \kappa_{t+1} \frac{\mu_{t+1}}{u_c(t)} \frac{q_{t+1}}{q_t}$$

En estas expresiones, sdf es el factor de descuento estocástico entre las fechas t y $t+1$, y ϕt es un término que captura el efecto de las ganancias de capital sobre el valor marginal del colateral cuando la restricción es vinculante.

La ecuación (30) se asemeja a una solución anticipada estándar para los precios de activos: el precio de activos es igual al valor actual descontado de los dividendos descontados utilizando la tasa de retorno sobre el patrimonio neto. Sin embargo, las tasas de los dividendos y los retornos de las acciones se ven afectados por la restricción del colateral. Los efectos sobre los flujos de dividendos son el resultado del mayor costo marginal de los insumos cuando la restricción del colateral es vinculante, como ya se explicó. Los efectos en los retornos de las acciones pueden deducirse de la expresión de prima de capital (31). Si la restricción del colateral *nunca* es vinculante, la prima de equidad se reduce a la expresión estándar determinada por $\text{cov}_t(R_{t+1}^q, \text{sdf}_{t+1})$. Pero cuando la restricción del colateral es vinculante en la fecha t y se espera que vincule al menos en algunos estados de la naturaleza en $t+1$, los retornos de excedentes responden con tres efectos definidos por cada uno de los tres términos en los corchetes del lado derecho de (31), identificados por Bianchi y Mendoza (2016). El primer término representa un “efecto de liquidez”, porque los activos tendrán una prima más alta cuando la restricción vincule en la fecha t , debido a la capacidad de endeudamiento adicional (es decir, liquidez) que proporcionan en ese mismo período. Este efecto siempre aumenta los retornos esperados cuando la restricción es vinculante. El segundo término representa un “efecto de colateral”, en términos del beneficio que ofrece comprar más activos en la fecha t al mejorar la capacidad de endeudamiento en $t+1$, si la restricción vincula entonces (notar que ϕ_{t+1} es positivo solo si $\mu_{t+1} > 0$). Este efecto reduce los retornos excesivos. El tercer efecto es un efecto de segundo orden que opera a través de la covarianza condicional entre los retornos de los activos y la utilidad marginal. Este efecto puede contribuir a aumentar o reducir los retornos excesivos. Por una parte, esperar que la restricción del colateral sea vinculante en $t+1$ hace más difícil suavizar el consumo, lo que hace que la covarianza sea “más negativa”. Por otra parte, con la restricción ya vinculante en t , la covarianza puede aumentar a medida que la restricción se endurece.

El efecto neto de los tres efectos anteriores sobre los retornos excedentes es ambiguo, pero en aplicaciones cuantitativas generalmente domina la prima de liquidez, lo que empuja bruscamente los retornos de los activos hacia arriba cuando la restricción es vinculante. A la vez, retornos más altos implican un descuento más fuerte de los dividendos, que a la vez implican una caída en q_t . Esto se retroalimenta en una restricción más estricta a medida que cae el valor del colateral, siguiendo la dinámica de deflación fisheriana. También es importante señalar que, a diferencia de la configuración de la dolarización de pasivos, dado que los precios de los activos son prospectivos, q_t es afectado por las expectativas de que la restricción se vuelva vinculante (es decir, que los retornos de las acciones suban) en cualquier fecha futura a lo largo de la trayectoria de equilibrio, no solo en la fecha t o $t+1$.

El problema del planificador social de un regulador eficiente sujeto a restricciones en esta configuración puede formularse de la siguiente manera, nuevamente usando ε para indicar un vector de las realizaciones de los tres *shocks* $\varepsilon = (z, R, \kappa)$ para simplificar:

$$V(b, \varepsilon) = \max_{c, b', h, m} \left[\frac{\left(c - \chi \frac{h^{1+\omega}}{1+\omega} \right)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \beta E[V(b', \varepsilon')] \right] \quad (32)$$

$$c + \frac{b'}{R} = b + [z1^{\alpha k} m^{\alpha m} h^{\alpha h} - p^m m] \quad (33)$$

$$\frac{b'}{R} - \theta p^m m \geq -\kappa q \quad (34)$$

$$q u_c \left(c - \chi \frac{h^{1+\omega}}{1+\omega} \right) = \beta E \left[u_c \left(\hat{c}' - \chi \frac{\hat{h}'^{1+\omega}}{1+\omega} \right) \left(z' F_k(1, \hat{m}', \hat{h}') + \hat{q}' \right) + \kappa' \hat{\mu}' \hat{q}' \right] \quad (35)$$

Los planificadores son benevolentes, de modo que maximizan la utilidad privada. Enfrentan la restricción de recursos de la economía (ecuación 33) y el equivalente agregado de la restricción del colateral (ecuación 34). Además, tal como en la configuración de la dolarización de pasivos teníamos la condición de optimalidad para la asignación sectorial del consumo como restricción de implementabilidad, aquí tenemos la ecuación de Euler para las tenencias de activos del hogar-empresa representativo como restricción de implementabilidad.

La restricción de implementabilidad en el problema anterior indica que el planificador elige las asignaciones socialmente óptimas teniendo en cuenta que los valores del colateral que determinan la capacidad de endeudamiento necesitan ser apoyados como precios de equilibrio de los activos en los mercados privados competitivos. La forma en que el planificador se ocupa de este requisito es un aspecto sutil, pero fundamentalmente importante, de la caracterización de los problemas de planificación en los modelos de activos de colateral, y es la razón por la que los argumentos en el lado derecho de la restricción (35) se escriben con un “^”, como se explica en los párrafos siguientes.

La formulación de los problemas de planificación para los modelos de activos de colateral como los originalmente propuestos por Bianchi y Mendoza (2010) y Jeanne y Korinek (2010) impusieron supuestos que, manteniendo la externalidad pecuniaria destacada en la sección III, y por lo tanto el incentivo para internalizar el efecto de la opción de deuda realizada a la fecha t en precios de los activos en $t+1$, impidió efectivamente que el planificador social internalizara los efectos de esa misma opción de deuda sobre los precios de activos en la fecha t .⁸ Este es un inconveniente, porque, por supuesto, si el

⁸ En Bianchi y Mendoza (2010), el planificador no se enfrenta a la restricción (35) y en su lugar tiene que apoyar la misma función de fijación de precios de activos de equilibrio competitivo descentralizado sin política. En Jeanne y Korinek (2010), la ecuación de Euler para activos se introduce como restricción, pero con la función de fijación de precios modelada como una “forma reducida” que le permite al gobierno internalizar los efectos de b' en q' , pero no en q . En ambas formulaciones, por construcción, cuando el planificador está en cualquier estado (b, ε) el precio $q(b, \varepsilon)$ es independiente de la elección de b' .

planificador puede o no encontrar óptimo utilizar su opción de deuda para modificar la fecha t , los precios de activos deben ser un resultado endógeno. De hecho, Bianchi y Mendoza (2016) muestran que en efecto el planificador tendrá incentivos para hacerlo. Pero lo que es más importante, como se verá más adelante, obligar al planificador a ignorar estos incentivos impone la consistencia temporal de la política óptima de manera *ad hoc*.

Una vez que permitimos que el planificador esté sujeto a la restricción de implementabilidad (35), el siguiente supuesto clave es si el planificador puede comprometerse con políticas futuras o no. Si el planificador puede comprometerse, las variables con “^” pueden reemplazarse por sus formas habituales sin “^”, lo que refleja la capacidad del planificador de comprometerse.⁹ Desafortunadamente, cuando se da el caso, resulta que los planes óptimos del planificador muestran inconsistencia temporal, y dicha inconsistencia temporal se relaciona directamente con los incentivos para afectar los precios de activos al mismo tiempo que la opción de deuda cuando la restricción es vinculante. Formalmente, las condiciones de optimalidad del planificador para consumo y precios de activos bajo compromiso son:

$$\lambda_t^* = u_c(t) - \xi_t^* u_{cc}(t) q_t + \xi_{t-1}^* u_{cc}(t) [z_t F_k(t) + q_t + \kappa_t \mu_t q_t] \quad (36)$$

$$\xi_t^* = \xi_{t-1}^* [1 + \kappa_t \mu_t] + \frac{\kappa_t (\mu_t v_t^* + \mu_t^*)}{u_c(t)} \quad (37)$$

donde λ^* , μ^* y ξ^* son los multiplicadores de Lagrange del planificador con respecto a las restricciones de presupuesto, endeudamiento e implementabilidad, respectivamente; v^* es el multiplicador en la condición de holgura complementaria del planificador; y μ es el multiplicador en la restricción de endeudamiento para agentes privados. De (37), queda claro que el multiplicador ξ^* sigue un proceso positivo, no decreciente, que aumenta cada vez que la restricción del colateral vincula. A partir de (36), el planificador valora cómo el incremento de c_t crea un *tradeoff* por el cual la restricción del colateral se debilita en la fecha t , pero se endurece en el período anterior. La combinación de estas dos características produce inconsistencia temporal. La intuición es que, si la restricción del colateral es vinculante en la fecha t , el planificador que actúa bajo compromiso promete que el consumo futuro será *menor*, ya que a través del *sdf* en la valoración de q_t , el menor c_{t+1} esperado sostiene a q_t y, por consiguiente, aumenta la capacidad de endeudamiento en t . Pero en $t+1$, si los planificadores tienen la opción de desviarse, encontrarán subóptimo cumplir con esa promesa. En resumen, la política financiera óptima que emerge de modelos en los cuales los activos sirven como colateral es inconsistente en el tiempo y, por consiguiente, carece de credibilidad.

9 El problema con compromiso también necesita, como restricciones, las condiciones de optimalidad para las asignaciones de mano de obra y bienes intermedios, y las condiciones de holgura complementarias. En principio, el problema sin compromiso también los necesita, pero es posible demostrar que estas limitaciones no son vinculantes en este caso (ver Proposición II en el Apéndice de Bianchi y Mendoza, 2016). Por la misma razón, en este trabajo se omitió estas restricciones en la formulación del problema del planificador.

A la luz de lo anterior, Bianchi y Mendoza (2016) caracterizan y resuelven las políticas óptimas de un regulador que no puede comprometerse (es decir, políticas financieras óptimas y consistentes en el tiempo). En este caso, las variables con “ \wedge ” en la restricción (35) se sustituyen por funciones recursivas que representan conjeturas del regulador sobre los planes óptimos de los futuros reguladores: $\hat{c}' = C(b', \varepsilon')$, $\hat{h}' = H(b', \varepsilon')$, $\hat{q}' = Q(b', \varepsilon')$, $\hat{m}' = M(b', \varepsilon')$, $\hat{\mu}' = M(b', \varepsilon')$. El equilibrio recursivo del regulador se convierte en un equilibrio perfecto de Markov que satisface la condición de estacionariedad de Markov, la cual establece que las funciones recursivas que caracterizan las elecciones óptimas del regulador deben coincidir con las funciones conjeturadas del regulador para los planes óptimos de los futuros reguladores.

Esta configuración es más compleja que el marco estilizado de la sección III y el modelo de dolarización de pasivos de la sección IV, pero procediendo con los mismos pasos lógicos (es decir, derivando las condiciones de optimalidad de los problemas consistentes temporales del planificador, comparándolas con las condiciones de optimalidad del equilibrio descentralizado sin política y resolviendo para un programa de impuestos sobre la deuda que respalde las asignaciones del planificador como equilibrio descentralizado con política) arroja la siguiente expresión para el impuesto óptimo sobre la deuda:

$$\tau_t = \frac{E_t \left[-\kappa_{t+1} \mu_{t+1}^* \frac{u_{cc}(t+1)}{u_c(t+1)} Q_{t+1} + \frac{\kappa_t \mu_t^*}{u_c(t)} \Omega_{t+1} \right]}{E_t [u_c(t+1)]} + \frac{\kappa_t \mu_t^* \frac{u_{cc}(t)}{u_c(t)} q_t}{\beta R_t E_t [u_c(t+1)]} \quad (38)$$

donde Ω_{t+1} es una notación corta para un término que recoge todos los términos por los que la elección del planificador de b_{t+1} afecta a q_t vía los derivados de las funciones que representan las elecciones de futuros planificadores en el lado derecho de la restricción de implementabilidad (35). Véase en Bianchi y Mendoza (2016) la expresión completa y el análisis que muestra que el signo de Ω_{t+1} es ambiguo, pero en aplicaciones cuantitativas es generalmente negativo.

Nuevamente, la política financiera óptima que implica este impuesto tiene tanto un componente de intervención macroprudencial como un componente *ex post*. El componente macroprudencial del impuesto sobre la deuda (τ_t^{MP}) cobrado en la fecha t es la expectativa de que la restricción del colateral puede vincular en $t+1$:

$$\tau_t^{MP} = \frac{E_t \left[-\kappa_{t+1} \mu_{t+1}^* \frac{u_{cc}(t+1)}{u_c(t+1)} Q_{t+1} \right]}{E_t [u_c(t+1)]} \quad (39)$$

Nótese que este impuesto es exactamente de la forma derivada en el marco más general de la sección III (utilizando la ecuación (5) en (6), teniendo en cuenta que por estacionariedad de Markov, $q_{t+1} = Q_{t+1}$). Por lo tanto, el planificador desea gravar la deuda contraída en la fecha t cuando la restricción tiene probabilidad positiva de hacerse vinculante en $t+1$, con el fin de ajustar el costo marginal privado del endeudamiento al costo marginal social, debido al incentivo al

endeudamiento excesivo producido por la externalidad pecuniaria. Cualquier ingreso tributario se reembolsa como transferencia a suma alzada, como se indica en la sección III.

El componente de intervención *ex post* de la política financiera (τ_t^{FP}) está dado por los otros dos componentes del impuesto óptimo:

$$\tau_t^{FP} = \frac{E_t \left[\frac{\kappa_t \mu_t^*}{u_c(t)} \Omega_{t+1} \right]}{E_t [u_c(t+1)]} + \frac{\kappa_t \mu_t^* \frac{u_{cc}(t)}{u_c(t)} q_t}{\beta R_t E_t [u_c(t+1)]} \quad (40)$$

El signo aquí es ambiguo porque el signo de Ω_{t+1} es ambiguo, pero, dado que en las aplicaciones cuantitativas $\Omega_{t+1} < 0$, y dado que el segundo término de este impuesto es siempre negativo, de nuevo debido a la concavidad de la función de utilidad, podemos suponer “con seguridad” que, como en la sección IV, el elemento de intervención *ex post* de la política financiera requiere subsidiar la deuda cuando la restricción del colateral ya es vinculante. El primer término de la expresión anterior indica que, suponiendo $\Omega_{t+1} < 0$ cuando la restricción del colateral vincula, el planificador afecta las acciones de los planificadores futuros para generar un aumento en q_t tomando prestado más (bajando b_{t+1}). El segundo término señala que, al tomar prestado más cuando la restricción es vinculante, el planificador también puede apuntalar el precio del activo porque el mayor consumo corriente reduce el denominador del *sdf* y así aumenta q_t . El numerador de este término es isomorfo en valor absoluto a aquel que determina el impuesto macroprudencial (es decir, refleja el valor sombra del aumento de la capacidad de endeudamiento que la unidad adicional de deuda genera a través de sus efectos sobre el valor del colateral), excepto que se valora a la fecha t . Con la restricción ya vinculante en la fecha t , endeudarse más en t ayuda a apuntalar el valor de la garantía al aumentar el consumo en t , mientras que si la restricción no es vinculante en t pero puede serlo en $t+1$ con alguna probabilidad, un endeudamiento menor en la fecha t apuntala el valor del colateral en $t+1$ si la restricción es vinculante al aumentar el consumo en $t+1$.

Al igual que en la configuración de dolarización de pasivos, si los dos instrumentos de política financiera resultan en un subsidio neto (es decir, $\tau_t < 0$), se supone que el gobierno lo paga con impuestos de suma alzada, lo que plantea la preocupación señalada anteriormente acerca de la posibilidad de que el subsidio tuviera que pagarse con impuestos distorsionadores. El potencial para un subsidio general de la deuda surge solo en estados en que la restricción del colateral es vinculante y ya sea $E_t[\mu_{t+1}^* = 0]$, en cuyo caso $\tau_t < 0$ con seguridad, ya que todavía suponemos $\Omega_{t+1} < 0$, o $E_t[\mu_{t+1}^* > 0]$, pero los ingresos del impuesto sobre la deuda macroprudencial no son suficientes para pagar los subsidios de intervención *ex post*, lo que implicaría $\tau_t < 0$.

2. Resultados cuantitativos

Bianchi y Mendoza (2016) examinan varios rasgos de las predicciones cuantitativas de este modelo, tanto en términos de la dinámica de los macroagregados y de fijación de precios de activos como en términos de



comparar soluciones sin política con soluciones con una política óptima con y sin compromiso, y con soluciones con reglas de política macroprudenciales simples. Aquí nos centramos en tres resultados claves de este trabajo: i) mostrando que una amplificación financiera en el modelo fisheriano de activos de colateral es sólida y produce crisis financieras con características realistas; ii) que la política óptima y consistente temporal (esto es, que considera la incapacidad del planificador para comprometerse con políticas futuras) conserva su eficacia para reducir la frecuencia y la magnitud de las crisis; iii) la política óptima es nuevamente un programa contingente en tiempo y estado y que políticas más sencillas, en la forma de impuestos constantes o en lo que Bianchi y Mendoza llaman “regla de Taylor macroprudencial” es mucho menos efectiva e incluso puede reducir el bienestar.

El modelo fue calibrado a datos anuales (1984-2012) para las economías de la OCDE. Se definió directamente un subconjunto de parámetros tomando de los datos reales y estimaciones encontradas en la literatura, y un segundo subconjunto mediante simulación de modelo cuadrando los objetivos de los datos. Los parámetros definidos con estos últimos son la variabilidad y la persistencia de la PTF, la participación de los activos en la producción, el factor de descuento subjetivo y las probabilidades de cambio de régimen de κ . Un resumen de la calibración se muestra en el cuadro 3 (ver Bianchi y Mendoza, 2016, para más detalles). Los objetivos correspondientes son la variabilidad y persistencia del PIB filtrado por HP (promedios de países OCDE), la razón préstamo sobre valor y la razón activos externos netos sobre PIB de Estados Unidos, una frecuencia de crisis del 4% y una duración media de las crisis de un año.

Cuadro 3

Calibración de Bianchi y Mendoza para modelo de activos usados como colateral

Parámetros fijados en forma independiente	Valor	Fuente/ objetivo
Aversión al riesgo	$\sigma = 1$	Valor estándar
Insumos / producto bruto	$\alpha_v = 0,45$	Promedio países OCDE
Trabajo / producto bruto	$\alpha_w = 0,45$	Participación de trabajo OCDE/PIB = 0,64
Coefficiente de desutilidad laboral	$X = 0,45$	Normalización a retorno promedio $h=1$
Elasticidad de Frisch	$1/\omega = 2$	Keane y Rogerson (2012)
Coefficiente del capital de trabajo	$\theta = 0,16$	Capital de trabajo / PIB (EE.UU.) 0,133
Régimen crediticio restrictivo	$\kappa^L = 0,75$	
Régimen crediticio normal	$\kappa^H = 0,90$	Razón préstamo /valor EE.UU. precrisis
Tasa de interés	$R = 1,1\%, \rho_R = 0,68$ $\sigma_R = 1,86\%$	Bonos de Tesorería EE.UU. 90 días

Parámetros por simulación	Valor	Objetivo
Shock de PTF	$\rho_z = 0,78, \sigma_\varepsilon = 0,01\%$	Promedio OCDE para est. y autocorr. de PIB
Activos / producto bruto	$\alpha_k = 0,008$	Valor de colateral = total crédito
Factor de descuento	$\beta = 0,95$	Activos externos netos = 25%
Prob. transición $\kappa^H \alpha \kappa^L$	$P_{H,L} = 0,1$	4 crisis cada 100 años*
Prob. transición $\kappa^L \alpha \kappa^L$	$P_{L,L} = 0$	Duración de crisis: 1 año*

Fuente: Elaboración propia.

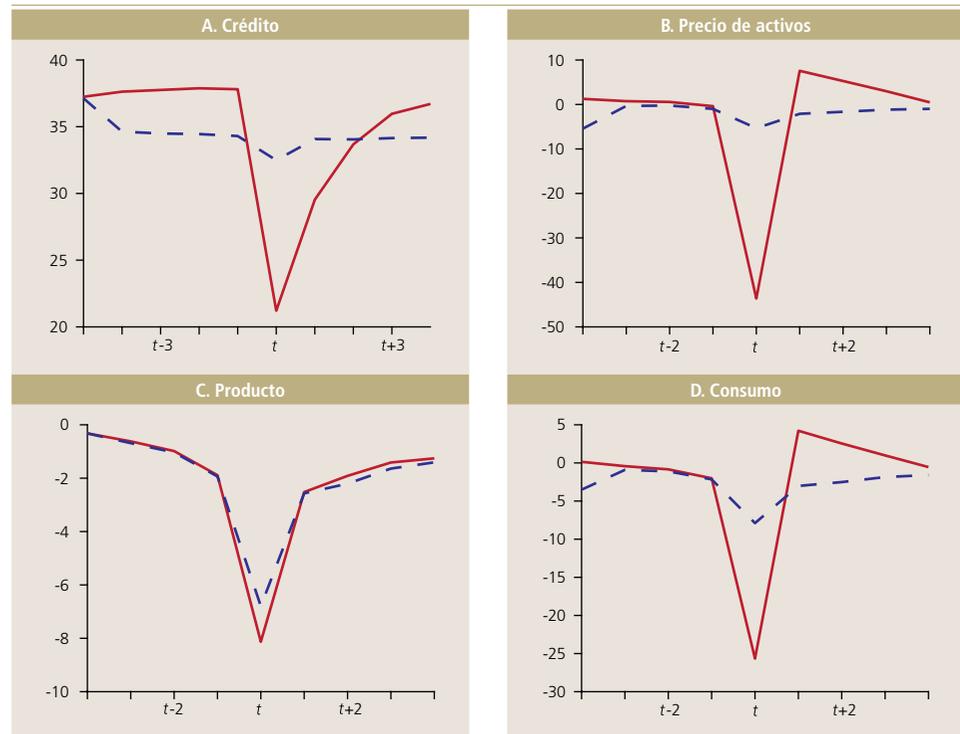
*Ver apéndice F.2 en Bianchi y Mendoza (2016).

El gráfico 3 ilustra los efectos de la amplificación financiera fisheriana sobre la dinámica macroeconómica y la eficacia de la política óptima y coherente en el tiempo para reducir la magnitud de las crisis. El gráfico muestra cuatro ventanas de eventos para episodios de crisis financiera identificados en una simulación del modelo con series de tiempo (100.000 períodos). Las ventanas cubren nueve años, a partir de cinco años antes de que ocurra una crisis financiera. Las crisis financieras se definen utilizando la metodología propuesta por Forbes y Warnock (2012). La razón con filtro lineal de la cuenta corriente sobre el PIB se ubica dos desviaciones estándar por encima de su media.

Las curvas continuas en color rojo de las ventanas de eventos del gráfico 3 muestran los fuertes efectos fisherianos de amplificación que producen grandes caídas del crédito, los precios de activos, el producto y el consumo durante una crisis financiera. La magnitud de las caídas del precio de los activos y del producto están más o menos alineadas con los datos de la OCDE, pero las caídas del consumo y del crédito son mucho mayores, en parte porque toda la deuda intertemporal en el modelo es a un año, de manera que la restricción del crédito fuerza un ajuste sustancial en el consumo.

Gráfico 3

Dinámica de una crisis con y sin política óptima



Fuente: Elaboración propia.



Las curvas discontinuas de color azul (gráfico 3) representan la dinámica de la política financiera óptima y temporalmente consistente. La política reduce drásticamente las caídas del crédito, el precio de los activos y el consumo, y también debilita la caída de la producción, aunque no tanto como en los otros casos. Esto se debe a que las crisis financieras coinciden en promedio con períodos de baja PTF y un cambio hacia κ , y estos dos *shocks* exógenos tienen grandes efectos adversos sobre la producción que son independientes de la intervención de la autoridad. Además, a diferencia del caso de la política financiera *ex-post* del planificador visto en la sección V, el planificador sin compromiso del modelo de activos de colateral no tiene facultades para abordar las condiciones de la asignación de factores.

Cuando la restricción del colateral es vinculante, el costo marginal de los insumos aumenta tanto para los agentes privados como para el planificador, pero las condiciones de optimalidad de ambos tienen la misma forma. Sin embargo, dado que el μ^* del planificador difiere del μ de los agentes privados, el planificador puede querer intervenir en los mercados de factores cuando la restricción es vinculante; sin embargo, como demuestran Bianchi y Mendoza (2016), las condiciones de optimalidad para la asignación de factores de agentes privados son limitaciones no vinculantes para el planificador social no comprometido.

La política óptima también es muy efectiva para reducir la frecuencia de crisis y genera una ganancia de bienestar no trivial. Las crisis financieras tienen una probabilidad endógena de 4% en el equilibrio competitivo sin política, versus apenas 0,02% con la política óptima consistente en el tiempo. La política óptima genera —en promedio— una ganancia de bienestar de 0,30%.

Como la restricción al colateral es rara vez vinculante, pero la expectativa de que pueda serlo en $t+1$ cuando no lo es en t es un evento frecuente (con probabilidad del 94% en el estado estacionario estocástico con la política óptima), el elemento cuantitativamente relevante de la política es el impuesto a la deuda macroprudencial (τ_t^{MP}). La complejidad de este impuesto bajo la política óptima consistente en el tiempo se ilustra en el gráfico 4. El panel A muestra cómo varía el impuesto con la posición en bonos de la economía en “buenos” estados de naturaleza. El impuesto varía en forma no lineal entre 0 y 13%. El panel B muestra la dinámica de series de tiempo del impuesto cerca de las crisis. El impuesto sube en los años previos a la crisis, pasando de 9% cinco años antes de la crisis, a 12% un año antes, de ahí a cero para luego subir a 5% el cuarto año después de la crisis.

Dada la complejidad de la política óptima, Bianchi y Mendoza (2016) examinan el desempeño de dos reglas alternativas más simples. Primero, un impuesto constante a la deuda (fija en el tiempo y de estado). En segundo lugar, una “regla de Taylor macroprudencial”, según la cual el impuesto sobre la deuda evoluciona como una función log-lineal de la brecha entre la posición de la deuda y un valor objetivo de la deuda con un determinado parámetro de elasticidad, y solo se aplica

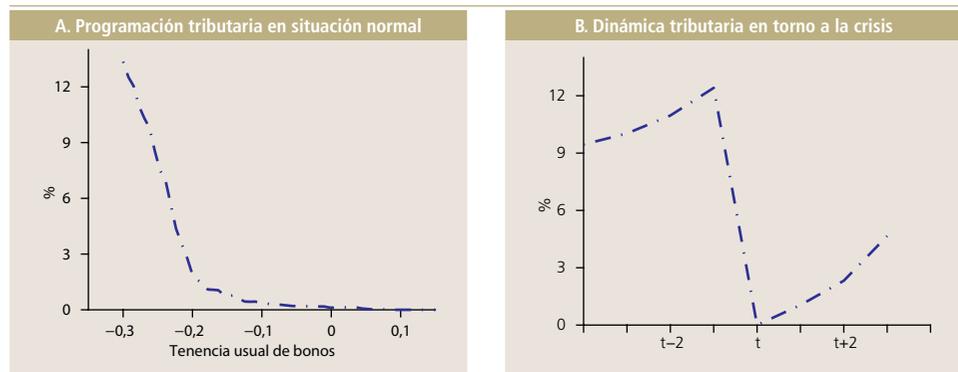
si el impuesto implícito es positivo (si la regla devuelve un subsidio, el impuesto queda en cero). Bianchi y Mendoza examinan formulaciones alternativas de esta regla añadiendo otras variables del modelo. Estas formulaciones funcionan solo marginalmente mejor y, puesto que la regla con solo la deuda es más parsimoniosa, se centran en este caso. El impuesto constante y la elasticidad de la regla de Taylor macroprudencial están “optimizados”, en el sentido de que los autores identifican parámetros para cada uno de los cuales producen la mayor ganancia de bienestar. Para el impuesto constante, identifican el que produce la mayor ganancia de bienestar en el intervalo de 0 a 2%. Para la regla de Taylor, buscan en pares de elasticidad con deuda objetivo.

Los resultados muestran que el impuesto constante a la deuda, que tiene un valor optimizado del 0,6% (comparado con 3,6% para el impuesto óptimo y consistente temporal), es casi totalmente ineficaz para reducir la magnitud y frecuencia de las crisis. Las crisis ocurren con una probabilidad del 3,6% (0,02% con la política óptima), y las caídas de crédito, precios de activos, producción y consumo durante las crisis son casi iguales que sin políticas. El impuesto fijo optimizado produce una ganancia de bienestar insignificante de apenas 0,03%, 1/10 del tamaño de la ganancia bajo la política óptima.

Pero los impuestos constantes pueden ser mucho peores. Un impuesto constante superior a 1,1% efectivamente reduce el bienestar, lo que indica que los agentes están mejor en una economía sin regulación viviendo con una probabilidad de 4% de crisis financiera, que con un impuesto permanente a la deuda de 1,1%. Un impuesto establecido en el promedio del impuesto óptimo, consistente en el tiempo, causaría una pérdida de bienestar de casi -0,3%.

Gráfico 4

Impuesto a la deuda óptimo, temporalmente, consistente y macroprudencial



Fuente: Elaboración propia.



La regla macroprudencial de Taylor funciona mejor que el impuesto constante a la deuda, pero sigue siendo menos eficaz que la política óptima. Reduce la probabilidad de crisis a 2,2% (algo más de la mitad de la probabilidad de crisis sin política, pero muy superior al 0,02% de la política óptima), mitiga más las caídas de las variables macro y del precio de los activos, y genera una ganancia de bienestar de casi 0,1% (0,3% con la política óptima y 0,03% con el mejor impuesto constante). El impuesto promedio de la deuda en virtud de esta regla es de 1%, y tiene una correlación con el apalancamiento de 0,3, mientras que el impuesto óptimo temporalmente consistente tiene una media de 3,6% y una fuerte correlación con el apalancamiento, de 0,7. Al igual que con el impuesto constante, sin embargo, existen varias combinaciones de la deuda objetivo y la elasticidad de esta regla que reducen el bienestar social respecto del equilibrio sin política.

La razón por la cual ambas reglas simples pueden ser tan perjudiciales cuando su estructura de parámetros no está “optimizada” tiene dos caras. En primer lugar, pueden exigir impuestos que permanecen cuando no se necesitan (es decir, cuando el crédito es restrictivo y la restricción del crédito es vinculante o casi vinculante). En segundo lugar, también pueden demandar impuestos que se mantengan o sean demasiado altos en “tiempos muy buenos”, cuando la restricción solo puede ser vinculante en un futuro lejano, de modo que restringir el acceso a la deuda es subóptimo. La explicación de estos dos efectos es clara, pero la magnitud de los resultados cuantitativos es sorprendente. Por ejemplo, aumentar el impuesto constante de 0,6 a 1,1% convierte un impuesto constante a la deuda en una política antibienestar. Por lo tanto, estos resultados ponen de relieve la pertinencia de evaluar cuidadosamente las reglas macroprudenciales simples mediante el uso de modelos y métodos de solución que pueden captar bien las características globales y no lineales de la amplificación financiera.

VI. INTERACCIONES ENTRE POLÍTICA FINANCIERA Y POLÍTICA MONETARIA

Una cuestión clave en la aplicación de la política financiera en general, y la política macroprudencial en particular, es su interacción con la política monetaria. Aun si las autoridades financieras pueden construir reglas de política relativamente simples y temporalmente consistentes que parezcan efectivas en los modelos del tipo que hemos examinado, su efectividad depende fundamentalmente de cómo responda la política monetaria. Los instrumentos que cada política utiliza tienen efectos sobre las variables a las que cada política apunta (por ejemplo, la gestión de las condiciones de crédito afecta a la inflación, y los ajustes de las tasas de interés nominales de corto plazo afectan las condiciones del crédito) y las funciones objetivo de las autoridades monetarias y financieras (por ejemplo, la autoridad monetaria se centra en la inflación, la autoridad financiera se centra en el crecimiento del crédito y ambas pueden centrarse también en la brecha del producto), el potencial para que haya ineficiencias resultantes de transgredir la regla de Tinbergen o interacción estratégica es evidente.

Este es un tema al margen de los acuerdos institucionales. En algunos países las políticas monetaria y financiera son diseñadas e implementadas en gran medida por el banco central, ya sea mediante un comité único (como en Estados

Unidos) o comités separados (como en el Reino Unido); en otros, la autoridad monetaria y la autoridad financiera son entidades distintas (como en Chile); en otros, el banco central está a cargo de algunas decisiones de política financiera, pero no de todas (como en México). Cualquiera sea el arreglo, es importante considerar la interacción entre las dos políticas, porque aun cuando ambas se definen dentro del banco central, las áreas o comités responsables de cada una difieren.

El enfoque predominante para el diseño y evaluación de la política monetaria en muchos bancos centrales es utilizar modelos cuantitativos neokeynesianos DSGE, típicamente para tener una meta de inflación con una regla de Taylor para una tasa de interés nominal de corto plazo (la “tasa de política”). Hay variantes de estos modelos que incorporan fricciones financieras, a menudo usando el acelerador financiero de Bernanke-Gertler y siguiendo el conocido modelo BGG (Bernanke-Gertler-Gilchrist, ver Bernanke et al., 1999, en las Referencias). Como explicamos en la sección II, estos modelos se resuelven con métodos de perturbación utilizando aproximaciones locales de primer o segundo orden, lo que puede traer problemas porque no captan con precisión importantes características del mecanismo de amplificación financiera y el diseño de políticas financieras óptimas basadas en efectos globales, no lineales de fricciones financieras. Por otro lado, los modelos fisherianos son necesariamente parsimoniosos, porque la maldición de la dimensionalidad limita nuestra capacidad para aplicar métodos globales y no lineales en modelos a gran escala, como son los modelos DSGE de los bancos centrales. En consecuencia, en esta sección recurrimos al trabajo de Carrillo et al. (2016) para analizar la interacción entre política monetaria y política financiera utilizando una variante del modelo DSGE neokeynesiano BGG con *shocks* financieros propuesto por Christiano et al. (2014). Reconocemos que la magnitud de la amplificación financiera creada por el acelerador de Bernanke y Gertler, y por tanto los efectos tanto de las fricciones como las políticas financieras, no reflejarían los resultados de una solución global del mismo modelo; sin embargo, hacemos este *tradeoff* para echar luz sobre las implicancias cuantitativas de la interacción entre las políticas monetaria y financiera.

1. Marco analítico

El modelo que utilizan Carrillo et al. (2016) está en la vena del modelo BGG-DSGE con “*shocks* de riesgo” propuesta por Christiano et al. (2014). Así, el modelo presenta dos fuentes de ineficiencia: la primera, rigideces nominales en la forma de precios escalonados estilo Calvo para los bienes intermedios diferenciados producidos en competencia monopolística; la segunda, la costosa verificación estatal de los retornos de los empresarios por parte de los intermediarios financieros. Los *shocks* de riesgo entran como *shocks* a la varianza de los proyectos de inversión de los empresarios. Estos *shocks* son vistos como “*shocks* financieros” porque tienen efectos de primer orden sobre la tasa de interés que los intermediarios financieros cobran a los empresarios, lo que a la vez afecta las asignaciones, precios y bienestar a través del acelerador financiero BGG. Carrillo et al. (2016) proporcionan todos los detalles de la estructura del modelo, por lo que nuestra discusión se centra en los aspectos del modelo

que impulsan la interacción entre las políticas monetaria y financiera, y las implicancias cuantitativas para el rol de la regla de Tinbergen y la interacción estratégica entre las dos políticas.

Por simplicidad, Carrillo et al. (2016) se concentran en las políticas monetarias y financieras que siguen reglas isoelásticas. La literatura sobre política monetaria ha estudiado las condiciones bajo las cuales las reglas de esta forma pueden ser coherentes con problemas de la política óptima de Ramsey o con la política óptima para la autoridad de políticas con funciones de pérdida cuadráticas. Estas condiciones generalmente se violan en las aplicaciones de la política monetaria de los modelos DSGE, pero todavía nos centramos en las reglas isoelásticas debido a su uso frecuente en la formulación de políticas. Por el lado de la política monetaria, considérese una regla simple de Taylor que determina la evolución de la tasa de interés de política:

$$(1 + i_t) = (1 + i) \left(\frac{1 + \pi_t}{1 + \bar{\pi}} \right)^{\alpha_\pi} \quad (41)$$

donde i es la tasa de interés nominal de largo plazo, $\bar{\pi}$ es la meta de inflación y α_π es la elasticidad de la regla de Taylor con respecto a las desviaciones de la inflación desde la meta.

Por el lado de la política financiera, las condiciones de optimalidad del contrato óptimo para la oferta de capital para empresarios en el modelo de BGG (correspondiente al problema de maximizar el retorno esperado por los empresarios, sujeto a restricciones de participación de intermediarios para la realización del *shock* de riesgo), generan el conocido premio de financiamiento externo o margen de crédito. Al introducir política financiera en el modelo, el premio de financiamiento externo toma la forma siguiente:

$$E_t \left[\frac{r_{t+1}^k}{R_t} \right] = s \left(\frac{q_t k_t}{n_t}, \sigma_{\omega,t} \right) (1 - \tau_{f,t}). \quad (42)$$

En esta expresión, r_{t+1}^k es la tasa real de retorno al capital, R_t es el costo de oportunidad de invertir (la tasa de interés real bruta), q_t es el precio del capital, k_t es el capital agregado de los empresarios, n_t es su patrimonio agregado (la suma de su capital agregado más todo ingreso laboral que reciban), $\sigma_{\omega,t}$ es la varianza en la fecha t de los *shocks* idiosincrásicos al retorno a los proyectos de inversión de los empresarios (el *shock* de riesgo), $\tau_{f,t}$ es un impuesto (si es positivo) o un subsidio (si es negativo) al retorno a la inversión en bonos soberanos (R_t) en lugar de invertir en capital físico, y $s(\cdot)$ representa el premio antes de impuesto por financiamiento externo al cual los empresarios se endeudan con un intermediario financiero bajo un contrato óptimo tipo Bernanke-Gertler. La función $s(\cdot)$ es creciente y convexa en el ratio de apalancamiento ($q_t k_t / n_t$), y crecimiento en $\sigma_{\omega,t}$.

La regla de política financiera viene dada por la siguiente función isoelástica:

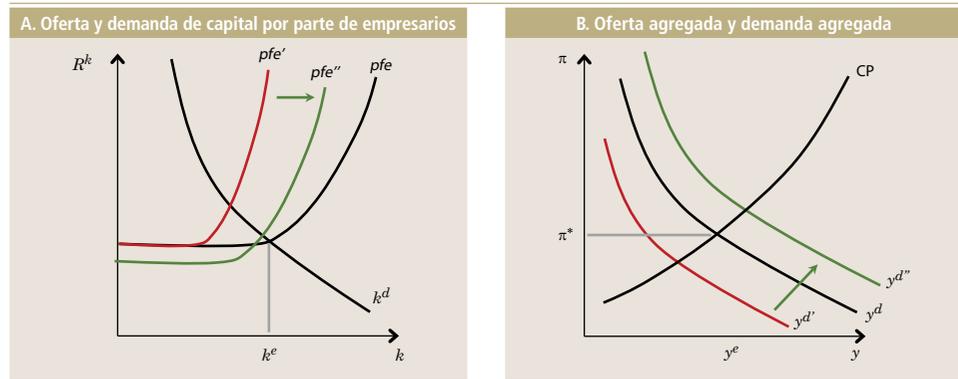
$$\tau_{f,t} = \tau_f \left[E_t \left(\frac{r_{t+1}^k}{R_t} \right) / \left(\frac{r^k}{R} \right) \right]^{\alpha_r} \tag{43}$$

donde R es la tasa de interés real de largo plazo que satisface la condición $R=(1+i)/(1+\pi)$, r^k es el retorno real bruto de largo plazo al capital, y τ_f es un valor de largo plazo del impuesto financiero coherente con alcanzar el valor de largo plazo de r^k . La intuición dice que con $\alpha_r > 0$, un aumento del margen de crédito por sobre su valor de largo plazo (en respuesta, por ejemplo, a un *shock* de riesgo positivo) induce un aumento del impuesto financiero, lo que reduce el costo de oportunidad de los fondos y entonces sube la demanda de crédito y de inversión para contrarrestar los efectos adversos del *shock* de riesgo.

La interacción entre las políticas monetaria y financiera se puede caracterizar intuitivamente con gráficos del modo siguiente: el papel esencial por el lado nekeynesiano del modelo es producir una curva de Phillips ascendente que, junto con la demanda agregada, genere la tasa de inflación de equilibrio y la brecha de actividad. Esto se ilustra en el panel A del gráfico 5. CP es la curva de Phillips y y^d es la curva de demanda agregada. Por el lado financiero del modelo, el acelerador financiero de Bernanke y Gertler distorsiona el mercado de crédito y la demanda por bienes de capital de los empresarios. Su demanda de capital se deriva de una ecuación de Euler para los activos similar a la estudiada en la sección IV que, tomando como dados los precios de los activos, produce una curva de demanda descendente debido al producto marginal decreciente del capital. La provisión de fondos de los intermediarios financieros a los empresarios en este mercado está determinada por el premio al financiamiento externo de BGG. Estas dos curvas generan la asignación de capital de equilibrio y la tasa de retorno del capital, como se ilustra en el panel B del gráfico 5. La curva pfe (premio financiero externo) representa la cantidad de capital ofrecida por los intermediarios financieros. La curva k^d representa la demanda de capital de los empresarios.

Gráfico 5

Interacciones entre política monetaria y política financiera



Fuente: Elaboración propia.



Supongamos que la economía enfrenta un *shock* de riesgo. La curva de oferta de los intermediarios financieros se mueve hacia adentro a *pfe'*, por efecto de la mayor varianza de los *shocks* idiosincrásicos a los retornos de los empresarios en el contrato óptimo de crédito. Esto reduce la asignación de capital de equilibrio y aumenta su tasa de retorno. A la vez, la menor demanda por capital desplaza la demanda agregada hacia adentro, a y^d , reduciendo la inflación y el producto. Por lo tanto, el *shock* financiero tiene efectos sobre todos los agregados macroeconómicos, incluyendo los objetivos de la política monetaria y de la política fiscal.

Si se conduce la política monetaria sin política financiera, el objetivo sería reducir i para contrarrestar las caídas de la inflación y del producto. Idealmente, la política apuntaría a devolver el producto y la inflación a sus metas, pero por alguna regla de Taylor de especificación arbitraria la idea sería mover la demanda agregada hacia afuera, digamos a y^d . Debido a la fricción de la verificación de estado costosa del modelo de Bernanke y Gertler, sin embargo, la menor i y la mayor inflación esperada reducen la tasa de interés, lo que desplaza la oferta de capital hacia afuera, a *pfe''*, con lo que se altera el equilibrio del mercado de capitales y en el margen del crédito, que pertenece al ámbito de acción de la autoridad financiera. Por otro lado, si la política financiera se implementa sin política monetaria, la política financiera se relaja ($\tau_{f,t}$ sube) de modo de desplazar hacia afuera la oferta de fondos. Idealmente, la autoridad buscaría restaurar el margen objetivo y el nivel de capital objetivo, pero por la elasticidad arbitraria de la regla de impuesto financiero, este desplazamiento es a *pfe''* (por simplicidad, suponemos que es el mismo desplazamiento que en el ejemplo anterior). A medida que aumenta la demanda de inversión, sin embargo, la demanda agregada se mueve hacia afuera (nuevamente, por simplicidad también se desplaza hasta y^d) y la inflación y el producto de equilibrio, que compete a la autoridad monetaria, cambian. En pocas palabras, como $E_t (r_{i+1}^k / R_t) / (r^k / R)$ y $(1 + \pi_t) / (1 + \bar{\pi})$ son resultados de equilibrio general que dependen de $(i_t, \tau_{f,t})$, las acciones de una autoridad de política afectan la variable objetivo y la rentabilidad de la otra.

Los argumentos expuestos plantean dos cuestiones fundamentales. La primera, suponiendo que el objetivo es maximizar el bienestar social, aplica la regla de Tinbergen, es decir, que utilizar dos instrumentos separados (i_t y $\tau_{f,t}$) para afectar a dos variables (inflación y margen de crédito) debe ser al menos tan bueno como usar un único instrumento para apuntar hacia ambas variables. Intuitivamente, hay dos ineficiencias en la economía, los precios rígidos y la costosa verificación de estado. El uso de un instrumento de política para abordar cada uno por separado debería ser (algo) mejor que un solo instrumento tratando de influir en ambos. La segunda, que si las autoridades monetarias y financieras tienen diferentes funciones de pago, se producirá una combinación de políticas subóptima, pues la interacción estratégica será ineficiente. Por lo tanto, un equilibrio cooperativo de coordinación entre las autoridades financiera y monetaria supera a un régimen sin cooperación. Analíticamente, las dos cuestiones son aplicaciones directas de hallazgos estándares en la literatura sobre la regla de Tinbergen y sobre la interacción estratégica en política económica. La principal preocupación es si estas cuestiones son cuantitativamente relevantes.

2. Resultados cuantitativos

Omitimos los detalles completos del modelo, las formas funcionales y la calibración de los parámetros del modelo, presentados en Carrillo et al. (2016). La calibración se realizó para Estados Unidos con frecuencia trimestral, y se tomó varios valores para los parámetros de la estimación del modelo de Christiano et al. (2014), con los parámetros de la estructura del acelerador financiero tomados de Bernanke et al. (1999). También es importante señalar que el modelo se resuelve con una aproximación de segundo orden para obtener evaluaciones de bienestar más precisas. La discusión siguiente pone el énfasis sobre los principales resultados relacionados con la regla de Tinbergen y la interacción estratégica entre las políticas monetaria y financiera.

Con el fin de evaluar cuantitativamente ambos temas, es necesario definir los efectos sobre el bienestar de regímenes políticos alternativos. Al igual que en los ejercicios previos que miden el impacto de los impuestos sobre la deuda y sobre el bienestar, utilizamos una vez más el enfoque estándar de Lucas para medir el bienestar como un cambio compensatorio (invariante temporal y de estado) en el consumo que iguala el bienestar bajo un régimen de política con un referente predefinido. En este caso, definimos el referente como el estado estacionario determinístico de la economía ya que, por construcción, este estado estacionario es independiente de las elasticidades de las reglas de política monetaria y financiera. Además, al parametrizar los coeficientes de intercepción de las reglas de política, se construye el estado estable determinístico como para eliminar los efectos reales de las rigideces nominales y la fricción financiera, lo que produce eficiencia de Pareto en el estado estable determinístico. Así, el efecto de bienestar de un régimen de política particular es el incremento porcentual del consumo necesario para que los individuos estén indiferentes entre la utilidad vitalicia esperada bajo ese régimen de política y la utilidad vitalicia en el estado estable determinístico. Aumentos mayores indican mayores pérdidas de bienestar.

Para analizar la importancia cuantitativa de la regla de Tinbergen, el objetivo es comparar un entorno con reglas de políticas monetaria y financiera separadas, como se describió anteriormente, en las que solo existe una regla de política monetaria, pero ampliada para incluir consideraciones de estabilidad financiera. En particular, esta norma monetaria adopta la forma:

$$(1 + i_t) = (1 + i) \left(\frac{1 + \pi_t}{1 + \bar{\pi}} \right)^{\hat{a}_\pi} \left[E_t \left(\frac{r_{t+1}^k}{R_t} \right) / \left(\frac{r^k}{R} \right) \right]^{-\hat{a}_r} \quad (44)$$

Cabe observar que, en esta regla, el coeficiente del margen de crédito, \hat{a}_r , ingresa con signo negativo, lo que indica que, cuando aumenta el margen, la tasa de interés cae para compensar el efecto adverso de la caída de la inversión sobre la demanda agregada.

Carrillo et al. (2016) computan los pares de elasticidades bajo el régimen de dos reglas (a_π, a_r) con reglas de política (41) y (43), y bajo el régimen de una regla



(\hat{a}_π, \hat{a}_r) con regla de política (44), que minimizan la pérdida de bienestar social respecto del estado estacionario determinístico. Las elasticidades resultantes son $(a_\pi = 1,2, a_r = 1,6)$ y $(\hat{a}_\pi = 1,25, \hat{a}_r = 0,26)$, y el bienestar social es 34% mayor bajo el régimen de dos reglas que bajo el de una. Nótese que tanto la política monetaria como la política financiera son “demasiado estrechas” en la segunda alternativa, con una respuesta a la inflación que sube la tasa de interés más que en el régimen de dos reglas y una respuesta al margen de crédito que no relaja lo suficiente las condiciones financieras.¹⁰ En particular, la política financiera es significativamente más contractiva. Estas desigualdades generan diferencias significativas en las funciones de impulso respuesta en respuesta a un *shock* de riesgo (ver figura 3 en Carrillo et al., 2016). En particular, comparando el régimen de una regla con el de dos, el producto (la inversión) en su punto mínimo cae 30 (115) puntos base por debajo del estado estacionario determinístico, versus menos de 20 (50) puntos base; los precios accionarios caen 200 puntos base, contra menos de 100 puntos base, y las dinámicas de series de tiempo del consumo son significativamente más planas con las dos reglas. En resumen, al buscar expandir la regla de Taylor para tener una meta para el margen de crédito junto con una meta de inflación, resulta una violación cuantitativamente significativa de la regla de Tinbergen.

Considérese a continuación las implicancias cuantitativas de la interacción estratégica. Con este fin, debemos precisar las funciones objetivo de las autoridades de política. Si las autoridades financieras y monetarias tienen la misma función objetivo (ya sea el bienestar social o minimizar una función de pérdida común), obviamente no hay conflicto, en el sentido de que un juego de Nash en el que cada autoridad elige la elasticidad de su regla teniendo como dada la elasticidad de la regla de la otra autoridad produce el mismo resultado que un equilibrio cooperativo¹¹. Sin embargo, cuando las funciones objetivo difieren, los resultados son muy diferentes, como se documenta a continuación.

Definimos las funciones objetivo a partir de Williams (2010), de manera que cada autoridad apunta a minimizar una función de pérdida definida por la suma de las varianzas de su meta y de sus variables instrumentales (esto es, para el banco central, la suma de las varianzas de la inflación y de la tasa de interés de política; para la autoridad financiera, la suma de las varianzas del margen de crédito y del impuesto financiero). Carrillo et al. (2016) computan funciones de reacción en el espacio (a_π, a_r) , donde el banco central escoge el coeficiente de la elasticidad de Taylor que minimiza su función de pérdida para un valor dado de la elasticidad del impuesto financiero, $(a_\pi^*(a_r))$, y la autoridad financiera escoge la elasticidad del impuesto financiero que minimiza su función de pérdida

10 Los coeficientes de la elasticidad del margen de crédito en (43) y (44) son comparables porque la condición (42) se puede formular como $E_t[r_{t+1}^k]E_t[1+\pi_{t+1}] = s(t)(1-\tau_r)(1+i_t)$, de modo que el impuesto financiero y la tasa de interés tienen efectos isomórficos en la condición de oferta de capital. Las conexiones entre instrumentos de política y los objetivos de política monetaria y política financiera también resultan evidentes en esta expresión.

11 Los juegos que resuelven Carrillo et al. (2016) son juegos de una jugada en los que el objetivo se define en términos de los costos en bienestar de las elasticidades escogidas para la regla de política (esto es, el objetivo tiene en cuenta los efectos de corto y largo plazo de modificar las elasticidades en los precios y asignaciones de equilibrio).

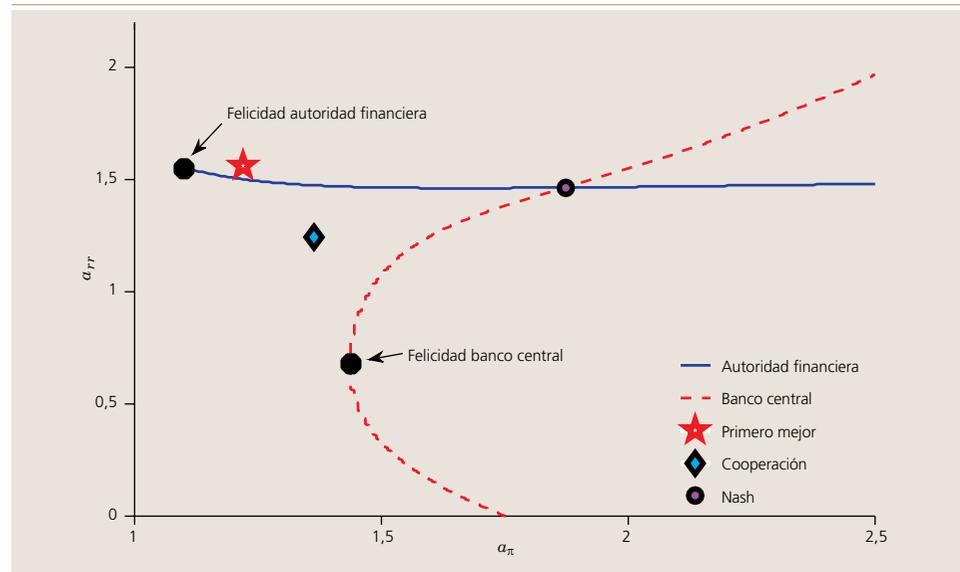
por un valor dado de la elasticidad de Taylor, $a_r^* a_\pi$. El equilibrio de Nash es la intersección de estas curvas de reacción, y el equilibrio cooperativo es el par (a_π, a_r) que minimiza la suma de las dos funciones de pérdida de igual ponderación. El gráfico 6 muestra las curvas de reacción de la autoridad monetaria (la línea discontinua roja) y de la autoridad financiera (la línea continua azul), junto con los equilibrios de Nash y cooperativo; además muestra el punto feliz de cada autoridad y el punto “primer mejor” en el que se maximiza el bienestar social (en vez de la función de pérdida conjunta minimizada como en el equilibrio cooperativo).

El equilibrio de Nash produce una pérdida de bienestar de $-7,26\%$ respecto del primero mejor, en tanto la pérdida de bienestar en el equilibrio cooperativo es $-1,31\%$. Por lo tanto, un fracaso a la hora de coordinar las políticas tiene un gran costo social. El beneficio social de la cooperación de las autoridades monetaria y financiera es de aproximadamente 6 puntos porcentuales. Más aun, como indica el gráfico, el equilibrio de Nash produce políticas que son “demasiado contractivas” en relación con el equilibrio cooperativo. En el primer caso, las elasticidades de las reglas monetaria y financiera son $(a_\pi = 1,9, a_r = 1,4)$, mientras que en el segundo, son $(a_\pi = 1,35, a_r = 1,25)$.

Es importante destacar también, que la forma no lineal de las curvas de reacción es una indicación de que cambian las preferencias de las autoridades de política al ajustar las elasticidades de sus reglas de política como complementos, versus sustitutos, estratégicos. En particular, la curva de reacción de la regla monetaria cambia desde ajustar a_π como sustituto estratégico de a_r si $a_r < 0,7$, hacia ajustarlo como complemento estratégico si a_r aumenta por encima de $0,7$. La curva de reacción de la autoridad financiera es ligeramente convexa, pero siempre coherente con sustitutos estratégicos.

Gráfico 6

Curvas de reacción, equilibrios de Nash y cooperativo



Fuente: Elaboración propia.



VII. CONCLUSIONES

La política macroprudencial encierra la promesa de convertirse en una herramienta poderosa y eficaz para reducir la magnitud y la frecuencia de las crisis financieras, aumentando así el bienestar social. Esta es una predicción teórica y cuantitativa que se desprende de varios estudios basados en modelos fisherianos de crisis financieras (es decir, modelos en los que la capacidad de endeudamiento se asocia a valores del colateral determinados por el mercado a través de restricciones crediticias vinculantes de vez en cuando). La amplificación financiera, definida como respuestas más amplias de los agregados macroeconómicos a un *shock* de magnitud estándar cuando la restricción del colateral es vinculante, es significativa y da lugar a crisis financieras generadas por el modelo, en gran medida coherentes con las crisis financieras reales.

Una falla de mercado, en la forma de externalidades pecuniarias porque los agentes privados no internalizan el efecto de sus opciones de endeudamiento sobre el valor del colateral, justifica una intervención de la política para que los costos marginales privados del crédito se alineen con los costos marginales sociales. Cuantitativamente, las políticas financieras óptimas diseñadas para maximizar el bienestar social teniendo en cuenta estas externalidades reducen drásticamente la probabilidad y severidad de las crisis financieras. Por lo tanto, en modelos fisherianos calibrados, las políticas macroprudenciales óptimas han demostrado ser muy efectivas.

En la práctica, sin embargo, una aplicación eficaz de una política fisheriana tiene que hacerse cargo de tres limitaciones importantes ya comentadas:

- La política óptima de los modelos fisherianos es una política contingente en tiempo y estado que sigue un patrón de ajuste no lineal que depende de la fase del ciclo de crédito y de la magnitud de los *shocks* internos y externos que enfrenta la economía. En particular, las políticas financieras óptimas varían mucho entre valores de *shock* externo en la forma de fluctuaciones de las tasas de interés mundiales, condiciones de liquidez global y eventos relativos a los fundamentos globales.
- Si el valor del colateral depende de las expectativas de resultados futuros, la política óptima bajo compromiso es inconsistente temporal; en consecuencia, la credibilidad de la autoridad financiera es cuestionada. Los modelos de Fisher se pueden mejorar para diseñar y evaluar políticas óptimas y con consistencia temporal. Nuevamente, las políticas resultantes son muy eficaces, pero también muy complejas. Una regla simple de política, optimizada para generar la mayor ganancia de bienestar posible, es mucho menos eficaz que una política óptima, y establecer los parámetros de reglas simples sin optimizarlas de esta manera puede acarrear importantes pérdidas de bienestar que dejan a los agentes peor que en una economía con baja probabilidad de sufrir una crisis financiera profunda y sin intervención de política.
- La interacción de las políticas monetaria y financiera en la determinación de las asignaciones y precios de equilibrio que incumben a las autoridades responsables de cada política plantea cuestiones muy conocidas relacionadas

con la regla de Tinbergen y la interacción estratégica. Estas cuestiones son cuantitativamente significativas. Utilizar política monetaria con una regla de Taylor aumentada con consideraciones de estabilidad financiera es significativamente inferior a usar reglas de política monetaria y financiera por separado. La interacción estratégica para establecer la elasticidad de reglas monetarias y financieras separadas da lugar a equilibrios que son significativamente inferiores a los equilibrios cooperativos. Tanto el uso de una regla monetaria aumentada como el establecimiento no cooperativo de reglas monetarias y financieras separadas producen entornos en los que las políticas son demasiado contractivas en comparación con regímenes óptimos o cooperativos.

Hay otros obstáculos importantes que el diseño de una política macroprudencial efectiva aún tiene que afrontar y que este documento no examina. La heterogeneidad de deudores y acreedores es un tema serio. La investigación que se discute aquí se basa en condiciones para un agente representativo. En la práctica, las condiciones financieras y la vulnerabilidad a los *shocks* varían ampliamente entre deudores y acreedores de varios tipos. La política óptima, por lo tanto, probablemente muestre complejidad adicional, ya que tendrá que variar a través de un corte transversal de agentes. Por la misma razón, las reglas simples presentan desafíos adicionales, ya que incluso si las reglas se hacen variantes temporales, todavía pueden ser ineficientes y reducir el bienestar debido a los grandes efectos adversos para subconjuntos de agentes. Otras cuestiones importantes incluyen las interacciones con otras fricciones financieras además de las restricciones fisherianas al colateral (por ejemplo, riesgo moral o fricciones informativas) y las implicancias internacionales tales como el diseño óptimo de las políticas financieras que se aplican a la relación entre crédito interno y externo (como controles al capital) y la coordinación internacional de las políticas financieras.



REFERENCIAS

- Aiyagari, S.R. y M. Gertler. (1999). “‘Overreaction’ of Asset Prices in General Equilibrium”. *Review of Economic Dynamics* 2(1): 3–35.
- Benigno, G., H. Chen, C. Otrok, A. Rebucci y E.R. Young. (2013). “Financial Crises and Macro-Prudential Policies”. *Journal of International Economics* 89(2): 453–70.
- Bernanke, B. (2010). *Causes of the Recent Financial and Economic Crisis, before the Financial Crisis Inquiry Commission*. Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Bernanke, B. y M. Gertler (1989). “Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations”. *American Economic Review* 79(1): 14–31.
- Bernanke, B., M. Gertler y S. Gilchrist (1999). “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”. *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, editado por J.B. Taylor y M. Woodford.
- Bianchi, J. (2011). “Overborrowing and Systemic Externalities in the Business Cycle”. *American Economic Review* 101(7): 3400–26.
- Bianchi, J., C. Liu y E.G. Mendoza (2016). “Fundamentals News, Global Liquidity and Macroprudential Policy”. *Journal of International Economics* 99(1): 2–15.
- Bianchi, J. y E.G. Mendoza (2010). “Overborrowing, Financial Crises and ‘Macroprudential’ Policy”. NBER Working Paper N°16091, <http://www.sas.upenn.edu/~egme/wp/w16091.pdf>.
- Bianchi, J. y E.G. Mendoza (2016). “Optimal Time-Consistent Macroprudential Policy”. Disponible en <http://www.sas.upenn.edu/~egme/wp/w19704.pdf>.
- Borio, C. (2003). “Towards a Macroprudential Framework for Financial Supervision and Regulation?”. *CESifo Economic Studies* 49(2): 181–216.
- Carrillo, J., E.G. Mendoza, V. Nuguer y J. Roldán-Peña (2016). “Tight Money-Tight Credit: Tinbergen’s Rule and Strategic Interaction in the Conduct of Monetary and Financial Policies”. Mimeo, Banco de México.
- Christiano, L.J., R. Motto y M. Rostagno (2014). “Risk Shocks”. *American Economic Review* 104(1): 27–65.

De Groot, O., B. Durdu y E.G. Mendoza (2016). “Global v. Local Methods in the Quantitative Analysis of Open-Economy Models with Incomplete Markets”. Mimeo, University of Pennsylvania.

Durdu, C.B., E.G. Mendoza y M.E. Terrones (2009). “Precautionary Demand for Foreign Assets in Sudden Stop Economies: An Assessment of the New Merchantilism”. *Journal of Development Economics* 89(2): 194–209.

Durdu, C.B., R. Nunes y H. Saprizza (2013). “News and Sovereign Default Risk in Small Open Economies”. *Journal of International Economics* 91(1): 1–17.

Eaton, J. y M. Gersovitz (1981). “Debt with Potential Repudiation: Theoretical and Empirical Analysis”. *Review of Economic Studies* 48(2): 289–309.

Fisher, I. (1933). “The Debt-Deflation Theory of Great Depressions”. *Econometrica* 1(4): 337–57.

Forbes, K.J. y F.E. Warnock (2012). “Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight and Retrenchment”. *Journal of International Economics* 88(2): 235–51.

Fuerst, T.S. (1992). “Liquidity, Loanable Funds, and Real Activity”. *Journal of Monetary Economics* 29(1): 3–24.

Gertler, M., S. Gilchrist y F.M. Natalucci (2007). “External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator”. *Journal of Money, Credit, and Banking* 39(2-3): 295–330.

Greenwood, J., Z. Hercowitz y G. Huffman (1988). “Investment, Capital Utilization and the Real Business Cycle”. *American Economic Review* 78(3): 402–17.

Hernández, J. y E.G. Mendoza (2017). “Optimal v. Simple Financial Policy Rules in a Production Economy with Liability Dollarization”. *Ensayos Sobre Política Económica* 35(82): 25–39.

Jeanne, O. y A. Korinek (2010). “Managing Credit Booms and Busts: A Pigouvian Taxation Approach”. NBER Working Paper N°16377.

Kiyotaki, N. y J. Moore (1997). “Credit Cycles”. *Journal of Political Economy* 105(2): 211–48.

Korinek, A. (2011). “Excessive Dollar Borrowing in Emerging Markets: Balance Sheet Effects and Macroeconomic Externalities”. Mimeo, University of Maryland.

Mendoza, E.G. (2002). “Credit, Prices, and Crashes: Business Cycles with a Sudden Stop”. En *Preventing Currency Crises in Emerging Markets*, editado por S. Edwards y J. Frankel, NBER: University of Chicago Press.



Mendoza, E.G. (2005). “Real Exchange Rate Volatility and the Price of Nontradable Goods in Economies Prone to Sudden Stops”. *Economía*, otoño.

Mendoza, E.G. (2010). “Sudden Stops, Financial Crises, and Leverage”. *American Economic Review* 100(5): 1941–66.

Mendoza, E.G. y V. Quadrini (2010). “Financial Globalization, Financial Crises and Contagion”. *Journal of Monetary Economics* 57: 24-39.

Mendoza, E.G. y K.A. Smith (2006). “Quantitative Implications of a Debt-deflation Theory of Sudden Stops and Asset Prices”. *Journal of International Economics* 70(1): 82–114.

Mendoza, E.G. y K.A. Smith (2014). “Financial Globalization, Financial Crises, and the External Portfolio Structure of Emerging Markets”. *Scandinavian Journal of Economics* 116(1): 20–57.

Mendoza, E.G. y M.E. Terrones (2012). “An Anatomy of Credit Booms and Their Demise”. NBER Working Paper N°18379.

Merton, R.M. (2009). “Observations on the Science of Finance in the Practice of Finance”. Muh Award Lecture, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, MA., marzo.

Ottonello, P. (2015). “Optimal Exchange-Rate Policy under Collateral Constraints and Wage Rigidity”. Mimeo, University of Michigan.

Schmitt-Grohe, S. y M. Uribe (2016). “Multiple Equilibria in Open Economy Models with Collateral Constraints: Overborrowing Revisited”. CEPR Discussion Papers N°11623.

Shin, H.S. (2013). “The Second Phase of Global Liquidity and Its Impact on Emerging Economies”. Mimeo, Princeton University.

Williams, J.C. (2010). “Monetary Policy in a Low Inflation Economy with Learning”. *FRBSF Economic Review*: 1–12.



PROPAGACIÓN DE INFORMACIÓN ENTRE PAÍSES*

Kyriakos Chousakos**
Gary Gorton***
Guillermo Ordoñez****

I. INTRODUCCIÓN

El volumen de información que se produce en una economía varía con el tiempo. Los precios de las acciones son particularmente informativos, pero su grado de información también cambia con el calendario.¹ Los agentes no producen el mismo volumen de información ni antes ni durante cada estado macroeconómico del mundo. Si bien siempre se produce un nivel base de información, no siempre es beneficioso gastar recursos adicionales para producir más. De hecho, solo lo es cuando los beneficios esperados superan los costos. En concreto, se produce más información cuando lo importante es distinguir entre las diferentes empresas. Y esto es más probable que suceda cuando hay muchas empresas en peligro de quiebra, como sería el caso en una crisis financiera. En este trabajo, mostramos cómo la cantidad de información producida varía con el paso del tiempo. Luego, nos centramos en los vínculos informativos entre las economías, tanto avanzadas como emergentes, a escala global. Así, mostramos lo siguiente: (1) Las medidas de información basadas en precios accionarios que se producen *dentro de un conjunto de economías avanzadas* predicen crisis en *otras economías avanzadas y en mercados emergentes*; (2) estas mismas medidas de información predicen desequilibrios globales y los fondos fluyen hacia los países que producen más información, lo que sugiere que la redistribución de recursos entre las economías es resultado de la producción de información, y (3) en algunas economías, los desequilibrios globales se asocian a crisis financieras. Estos resultados sugieren que las economías se integran a través de un canal de información.

En Gorton y Ordoñez (2014, 2016), la dinámica macroeconómica es causada por agentes que producen más información sobre empresas en determinados momentos, pero no en otros. Estos trabajos se centran en la deuda garantizada

* Este trabajo fue presentado en la XX Conferencia del Banco Central de Chile “Monetary Policy and Global Spillovers: Mechanisms, Effects and Policy Measures”, realizada el 10 y 11 de noviembre de 2016. Se basa en una versión preliminar de Chousakos et al. (2016). Los resultados aquí expuestos deben considerarse tentativos, ya que la muestra es pequeña, con solo 24 países, siete de los cuales son mercados emergentes. Gracias a Enrique Mendoza, Ernesto Pastén, Diego Saravia, Yuliy Sannikov y a los participantes del Congreso del Banco Central de Chile por sus comentarios y sugerencias. También queremos agradecer a Shah Kahn y a Tim Rudner por su ayuda en la investigación y a la National Science Foundation por el apoyo prestado.

** Universidad de Yale.

*** Universidad de Yale y National Bureau of Economic Research (NBER).

**** Universidad de Pennsylvania y NBER.

1 El fundamento de esta afirmación es que los mercados bursátiles son, como mínimo, débilmente eficientes; ver, por ejemplo, Fama (2014) y Grossman (1981).

y, si bien la información sobre garantías no es directamente útil para fines de inversión, sí lo es para la asignación de créditos. En este trabajo, dirigimos nuestra atención hacia los precios de las acciones y planteamos un interrogante relacionado: Los agentes, ¿producen más información sobre empresas en ciertos momentos que en otros? Y, en tal caso, ¿se genera una redistribución de recursos? Descubrimos que la respuesta para ambas preguntas es afirmativa. Las medidas de información basadas en los precios accionarios que proponemos aquí son efectivas a la hora de predecir una recesión con crisis financiera y una redistribución de recursos a escala mundial.

Por razones que se analizan en Gorton y Ordoñez (2016) y en Chousakos et al. (2016), comenzamos por proponer definiciones de períodos de “recesión” y de “crecimiento”. Nuestras definiciones son agnósticas, intuitivas y *ad hoc*². Nuestro conjunto de datos incluye una lista de crisis financieras correspondientes a un panel de países, la mayoría de las cuales tienen lugar durante una recesión. Computamos y examinamos medidas de información agregada sobre la fragilidad de la economía (que se define más abajo) antes y durante diferentes tipos de actividad agregada. En total, definimos cuatro estados posibles de la macroeconomía: recesión sin crisis, recesión con crisis, crecimiento y estado normal (que no es ninguno de los anteriores). Estos estados pueden ocurrir en cualquier orden. Específicamente, el crecimiento y la recesión no necesariamente se alternan. Validamos este fechado para estados macroeconómicos mostrando el modo en que la información varía de un estado a otro y, además, mostrando que la redistribución tiene lugar como función de la información. Nos centramos en las relaciones informacionales entre los mercados avanzados y los mercados en desarrollo.

Las interrelaciones informacionales que analizamos en este trabajo tienen que ver con el fenómeno de globalización, es decir, que la información producida por un conjunto de países es importante para ciertas otras economías. Encontramos evidencia sólida a favor de la existencia de propagación de información entre países. Más específicamente, mediante un análisis de componentes principales, estimamos algunos factores de información comunes dentro de un conjunto inicial de países avanzados con un vasto historial de datos bursátiles. Mostramos que estos factores de información sistemáticamente predicen instancias de recesiones con crisis no solo en los países utilizados en la estimación, sino en otras economías avanzadas y en desarrollo. No obstante, no podemos comprobar la existencia de un canal informativo que fluya en la dirección contraria, es decir, de las economías avanzadas y en desarrollo omitidas hacia las economías más avanzadas. Esta imposibilidad se debe a limitaciones de datos, ya que los mercados accionarios de las economías emergentes tienen historiales limitados y muy pocas cotizaciones en general. En realidad, esto es en sí mismo muy

² No obstante, no son más *ad hoc* que la elección de un parámetro de suavización al momento de reducir tendencia mediante el uso del filtro Hodrick-Prescott. Ver Hodrick y Prescott (1997). Nuestras definiciones tampoco son más *ad hoc* que el fechado mediante puntos máximos y mínimos, que requiere que los puntos máximos sigan a los mínimos y viceversa.



sugestivo, ya que puede ser una posible razón de por qué los agentes de los mercados emergentes pueden utilizar información producida en economías avanzadas; no obstante, en este trabajo no presentamos evidencia que respalde esta idea.

Motivados por el poder predictivo de las medidas de información sobre las recesiones asociadas con crisis, conjeturamos que si estas medidas de información son realmente informativas, es probable que tenga lugar una redistribución de recursos en respuesta a la información producida. Aquí aportamos evidencia sólida a favor de esta hipótesis. Las medidas agregadas de información tienen un poder predictivo significativo sobre los desequilibrios globales. Más específicamente, aquí mostramos que un aumento de la producción de información se asocia con un mayor nivel de desequilibrios locales y con un menor nivel de desequilibrios externos. Esto implica que una mayor cantidad de información se relaciona con un mayor nivel de activos locales que, a la vez, se financian con pasivos extranjeros. La relación entre la producción de información y los desequilibrios globales sugiere una posible relación entre la producción de información y la redistribución de capital a nivel mundial. Finalmente, mostramos que los desequilibrios globales predicen instancias de recesiones asociadas con crisis financieras.

Toda esta evidencia combinada sugiere una narrativa informacional sobre conexiones informativas internacionales: la producción de información en un conjunto de países avanzados provoca un flujo internacional de capitales hacia el país con más y mejor información, creando así desequilibrios globales. Estos desequilibrios globales parecen estar relacionados con crisis en otros países con salida de fondos. Esta narrativa habla de mercados integrados por un canal de información, que está muy ausente en la literatura.

Por último, investigamos si la producción de información está relacionada con la redistribución de capital dentro de una economía. Con este fin, para cada país de nuestra muestra, agrupamos empresas según sus coeficientes Q de Tobin y medimos la fracción de empresas que permanecen en el mismo grupo o que cambian de grupo durante dos años consecutivos. Observamos que las innovaciones rezagadas en la producción de información tienen una relación débil con los cambios en los coeficientes Q de las empresas, tanto en tiempos normales como en tiempos de recesión con crisis; esto implica que la producción de información afecta solo levemente la redistribución de recursos en una economía dada. Este resultado se contrapone a la fuerte relación entre producción de información y la redistribución a nivel mundial, lo cual sugiere que la economía que genera la información puede tener que enfrentar otras circunstancias que impiden la explotación de más y mejor información.

Nuestros resultados sobre la capacidad predictiva de las medidas de información sobre los eventos económicos son coherentes con Gorton y Offshore (2016) y con la literatura que muestra que los agentes económicos pueden pronosticar el momento en que una recesión será particularmente grave, es decir, una recesión con crisis financiera. Respecto a la transmisión de información, existen trabajos

que analizan el contagio del mercado bursátil, por el cual un colapso bursátil en un país provoca caídas en las acciones de otros países, por ejemplo, King y Wadhvani (1990), Calvo (2004) y Calvo y Mendoza (2000). Gande y Parsley (2003) descubren evidencia de propagación de información en casos donde se degrada la deuda soberana de un país y esto provoca un aumento de márgenes en la deuda soberana de otros países. Esta relación también fue racionalizada por Cole et al. (2016) con un modelo de contagio en los márgenes de los bonos soberanos a través de los incentivos para la adquisición de información generada por una redistribución de cartera óptima entre los diferentes bonos soberanos. Nuestra pregunta es diferente: Nosotros preguntamos si la información producida en las economías avanzadas pronostican crisis financieras y desequilibrios globales en economías emergentes, y si la redistribución tiene lugar como una función de la información.

La presente investigación también se relaciona con el trabajo sobre la redistribución de recursos, en particular durante las recesiones y las crisis. Existe abundante literatura sobre los supuestos “efectos limpiadores” de las recesiones, lo que significa que el capital y la mano de obra se mueven, es decir, se redistribuyen, desde empresas y rubros de baja productividad hacia empresas y rubros altamente productivos, de modo que una recesión neta es un tiempo de ganancias aceleradas de productividad. Esta redistribución es relativamente menos costosa de realizar durante las recesiones. Existe vasta literatura sobre este tema, entre ellos Schumpeter (1939), Foster et al. (2016), y Caballero y Hammour (1994, 1996). La redistribución implica la salida de algunas empresas, pero también movimientos de capital (y de mano de obra) entre distintas empresas y sectores. Excepto por la salida, la redistribución puede resultar difícil porque, en toda crisis financiera, el sistema bancario está dañado.

Este trabajo está estructurado de la siguiente manera: La sección II explica y resume los datos que utilizamos y define los episodios económicos agregados y las medidas de información. La sección III muestra el modo en que las medidas de información se relacionan con las fluctuaciones macroeconómicas. La sección IV analiza el modo en que nuestras medidas de información se transmiten a otros países. La sección V estudia la redistribución de recursos, tanto a nivel mundial como dentro de una economía, como resultado de la producción de información. La sección VI resume brevemente nuestros resultados y presenta las conclusiones.

II. DEFINICIONES Y DATOS

En esta sección, analizamos los datos, definimos las diferentes fases de actividad económica agregada y explicamos las diversas medidas de información³.

³ Para más detalles, ver Chousakos et al. (2016).



1. Fluctuaciones económicas

No queremos imponer una gran cantidad de estructura preconcebida en los datos, como por ejemplo, la reducción de tendencia o la definición de puntos máximos y mínimos, ya que no existe una justificación teórica para esto. En cambio, definimos de forma diferente a las recesiones y a los períodos de crecimiento, es decir: para determinar los períodos de recesión, en la fecha t miramos hacia atrás cuatro años y calculamos la diferencia en el nivel del PIB real ($rPIB$) entre la fecha $t-4$ y todas las fechas consecutivas hasta la fecha t . La medida de una recesión en el tiempo t (que indicamos como α_t) se define como la diferencia mínima entre todas las diferencias mencionadas más arriba en los niveles de $rPIB$ durante el período de cuatro años anterior a t . Un período de *recesión* comienza cuando α_t es menor que 0,5% (cuando $\alpha_t \leq -0,5\%$), y finaliza cuando se alcanza nuevamente el punto máximo anterior. Esta definición se basa en el nivel del PIB real. Tal como expresan Burns y Mitchell (1946): “A la actividad [económica] agregada se le puede dar un significado definido y convertirla en conceptualmente mensurable identificándola con el producto bruto interno” (p. 72). Determinamos períodos de *crecimiento* mediante el mismo procedimiento retrospectivo, pero con un nuevo umbral (de crecimiento) de $\alpha_t \geq 1\%$ ⁴.

Una crisis financiera puede comenzar en cualquier fecha durante un período de recesión y continuar hasta que terminan tanto la crisis como la recesión. No obstante, en unos pocos casos, las crisis financieras no están asociadas con una recesión. A continuación, analizamos regresiones predictivas para intentar explicar la fecha de inicio de las recesiones y las fechas de inicio de las crisis.

Obsérvese que la estructura impuesta al PIB real es la elección de los umbrales y la duración del período retrospectivo. Imponemos los mismos umbrales y duraciones retrospectivas a todos los países de la muestra. Las recesiones se clasifican en dos tipos: recesión con crisis y recesión sin crisis. Hacemos esta clasificación definiendo primero una recesión y luego cotejando con Valencia y Laeven (2012), quienes brindan fechas de crisis en todo el mundo desde 1970⁵. Según nuestras definiciones, puede haber un patrón de actividad agregada como por ejemplo: recesión, normal, recesión, crecimiento, normal, recesión con crisis, normal, y así sucesivamente, donde “normal” se refiere a un período que no es ni de recesión ni de crecimiento; es decir, es un período normal de actividad económica. Sobre la base de los datos analizados más abajo, identificamos los diferentes tipos de actividad económica agregada, que muestra el cuadro 1.

4 Nuestros resultados se mostraron robustos a umbrales alternativos de recesiones ($\alpha_t \leq -0,4\%$, o $\alpha_t \leq -0,6\%$) y períodos de crecimiento ($\alpha_t \geq 0,5\%$, o $\alpha_t \geq 1,5\%$).

5 Valencia y Laeven (2012) definen una crisis bancaria sistémica a través de dos condiciones: (1) Se observan hechos significativos de deterioro financiero del sistema bancario, que se evidencian en corridas bancarias, pérdidas de los bancos, y/o liquidación de bancos. (2) Se observan intervenciones de políticas bancarias significativas en respuesta a grandes pérdidas en el sistema bancario. Estas intervenciones pueden ser, entre otras: (1) apoyo de liquidez extensivo, (2) reestructuración bancaria con costos brutos de por lo menos un 3% del PIB, (3) nacionalizaciones bancarias significativas, (4) implementación de garantías significativas, (5) compras significativas de activos (de al menos un 5% del PIB), (6) congelamiento de depósitos y/o feriados bancarios.

Cuadro 1**Resumen estadístico – Duración de eventos económicos**

(años)

	Recuento	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
Tiempos normales	89	2,61	1,92	1,00	9,00
Crecimiento	66	1,55	0,95	1,00	5,00
Recesiones	68	2,84	1,39	1,00	7,00
Recesiones con crisis	18	3,06	0,94	1,00	5,00
Recesiones sin crisis	61	2,26	1,15	1,00	5,00

Fuente: Elaboración de los autores. Los episodios económicos se calculan utilizando datos del PIB real trimestral obtenidos de la biblioteca virtual de la OCDE (*OECD iLibrary*) durante un período de treinta años, entre 1980 y 2010.

La primera columna de datos del cuadro 1 muestra el número de episodios de cada tipo en los países de la muestra. Tal como suponíamos, predominan los episodios de “tiempos normales”. Hay 66 episodios de crecimiento y 68 recesiones, de las cuales 18 se asocian con crisis y 61 son instancias sin crisis⁶. La segunda columna muestra estadísticas de la duración promedio en años de cada tipo de evento. La duración promedio de una recesión con un episodio de crisis es más prolongada que la de una recesión sin crisis. Los episodios de crecimiento son los más breves.

2. Medidas de información y fragilidad

Ahora proponemos dos series de información en mercados bursátiles. Una es la inversa de la volatilidad del mercado bursátil, que tiene una estrecha relación con la fragilidad de las empresas (es decir, su posible quiebra) en la economía. La otra se relaciona con la dispersión transversal de las volatilidades de los precios accionarios, y constituye una evidencia más directa de la adquisición de información privada, ya que amplía el rango de acreencias sobre acciones.

La definición de fragilidad es de Atkeson et al. (2013). A base de los modelos estructurales de Leland (1994) y de Merton (1974), estos autores desarrollan dos conceptos de incumplimiento: distancia a la insolvencia y distancia al incumplimiento. Luego muestran que la variable uno sobre la volatilidad del capital de la empresa ($1/Vol$) está limitado entre estas dos medidas. Intuitivamente, cuando la volatilidad del capital de una empresa es alta, es más probable que la empresa incurra en incumplimiento, es decir, cesación de pagos (para un apalancamiento dado). La fragilidad de una economía varía con el tiempo y sube significativamente durante una crisis. Atkeson et al.

⁶ Algunas recesiones comienzan como recesión sin crisis y más adelante se convierten en recesión con crisis, ya que una crisis puede ocurrir hacia el final de una recesión. En otras palabras, hay episodios de recesión que incluyen tanto períodos de crisis como de no crisis.



(2013) estudian a Estados Unidos durante el período 1926–2012 y muestran que 1932–1933, 1937 y 2008 se destacan como períodos especialmente frágiles. Vassalou y Xing (2004) utilizan la medida modelo de Merton (1974) de riesgo de incumplimiento para mostrar que el riesgo de incumplimiento es un riesgo sistemático y que los factores de fijación de precios de activos de Fama–French reflejan parcialmente este riesgo.

Examinamos la mediana de $1/Vol$ de cada país en cada año como variable del estado de *fragilidad* de la economía. La fragilidad es esencialmente una medida de riesgo de quiebra en toda la economía. Hay antecedentes de investigación que muestran que las empresas son cada vez más propensas a quebrar en el período previo a una recesión. Burns y Mitchell (1946) muestran que los pasivos de empresas no financieras en quiebra son un importante indicador de recesión⁷. Gorton (1988) muestra que, cuando el componente imprevisto de esta variable se dispara, ocurre un pánico bancario, como durante la Era Bancaria Nacional en Estados Unidos (1864–1913). Nunca ha habido pánico sin que se haya superado el umbral, y nunca se ha superado el umbral sin que haya habido pánico⁸.

También analizamos una medida adicional de información en la economía, que se define como un corte transversal de las volatilidades de los precios accionarios de las empresas. En particular, observamos las volatilidades de la desviación estándar de las empresas: $CsVol$. En otras palabras, esta variable es una caracterización transversal. Esta variable se relaciona con la sección transversal de los retornos promedio de las empresas: $CsAvg$. Estas dos variables están muy correlacionadas (0,96), así que restringimos nuestra atención a $CsVol$. A esta segunda variable la rotulamos como *Información*, ya que los movimientos de esta variable reflejan la información en el precio de las acciones. Consideramos la idea de que, subyaciendo estas variables, se encuentran agentes económicos que están produciendo más o menos información en reacción con el estado inadvertido (para nosotros) de la economía. Estos agentes operan a base de la información privada que ellos producen y los precios de las acciones responden. Esta interpretación no es crucial. Podría ser información pública, o alguna combinación. En una sección posterior, mostraremos que no es aventurado considerar estas dos medidas como informativas. Observamos que las medidas de información propuestas se relacionan con la redistribución de capital entre economías a escala mundial, especialmente durante instancias de recesión con crisis.

Estas variables se calculan de la siguiente manera: utilizando datos diarios de precios accionarios, se calculan la volatilidad y el retorno mensual para cada empresa en cada país de la muestra. Se anualizan los retornos y las volatilidades y se calcula $1/Vol$. Para cada país, se busca la mediana ($1/Vol$) y se calcula la desviación estándar transversal de las volatilidades a nivel de

⁷ Ver también Zarnowitz y Lerner (1961).

⁸ Ver el análisis en Gorton (2012), p. 75-77.

empresa. Luego, estas dos series mensuales se promedian en trimestres para crear series trimestrales. Las series anuales se forman utilizando la última observación trimestral de la serie trimestral⁹.

3. Medidas de desequilibrios globales

Además de las fases locales de la volatilidad macroeconómica y medidas locales de adquisición de la información, en esta sección analizamos la composición de moneda (local vs. extranjera) de los activos y los pasivos, y nos preguntamos si la composición de moneda cambia, y cómo lo hace en respuesta a los cambios en la información producida en economías avanzadas. Los diferentes activos y pasivos de un país se categorizan por moneda (local o extranjera) a base del lugar de emisión del título. Por ejemplo, un activo en el país A perteneciente al país B se clasifica como activo extranjero en el balance nacional del país B y un pasivo emitido por el país A y perteneciente a un país en el extranjero se clasifica como pasivo extranjero. Estandarizamos todas las medidas por niveles de PIB, expresando el denominador del PIB en la misma moneda que el numerador¹⁰. Los desequilibrios globales se definen como la diferencia entre activos y pasivos expresados en la misma moneda. Utilizamos las siguientes medidas: $DG(INT)$ para los desequilibrios en moneda local; $DG(EXT)$ para los desequilibrios en monedas extranjeras; $DG(USD)$ para los desequilibrios en dólares estadounidenses; $DG(EUR)$ para los desequilibrios en euros, y $DG(TOT)$ para el total de desequilibrios, que son la suma de los desequilibrios globales denominados en moneda interna y externa¹¹.

4. Fuentes de datos y resúmenes estadísticos

El PIB real anual proviene de las tablas mundiales de Penn (PWT), la productividad total de factores (PTF) es de Kose et al. (2008), el crédito local al sector privado se toma de los Indicadores del Desarrollo Mundial y la productividad laboral se obtiene a partir del ratio entre producto y mano de obra ajustado por horas de la base de datos económicos totales *Total Economy Database*. Nuestras medidas de fragilidad de la economía y el nivel de información en la economía se obtienen a partir de los datos diarios de los precios accionarios correspondientes a los países de la muestra, tal como se analiza más arriba. La fuente de datos de los precios accionarios es Thomson/Reuters DataStream¹². Los datos de los desequilibrios globales provienen del apéndice en línea de Bénétrix et al. (2015).

⁹ Otro criterio para la construcción de series anuales sería utilizar una medida anual de nuestras variables de información o la observación del último mes. Escogimos la última observación de la serie trimestral por dos razones: primero, porque captura la información en forma más oportuna y muestra más variación que la medida anual, que es extremadamente plana, y segundo, porque es menos volátil que la serie mensual, que es una serie significativamente más ruidosa.

¹⁰ Este método garantiza que los resultados no se vean afectados por efectos de fluctuación de monedas.

¹¹ Para más detalles, ver Bénétrix et al. (2015). El conjunto de datos puede encontrarse en el sitio web de Philip Lane, <http://www.philiplane.org/BLSJIE2015data.htm>.

¹² El cuadro A1 del apéndice A exhibe el período muestra de los precios de las acciones por país.

Cuadro 2
Resumen estadístico – Frecuencia anual

	Recuento (países-año)	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
PTF	1.270	462,685	171,680	133,540	823,585
Crédito/ <i>r</i> PIB	1.004	66,306	49,44	6,325	232,097
Productividad laboral en horas	1.057	15,934	8,71	2,012	40,215
Medida de recesión	637	–0	0,023	–0,161	0,061
Δr PIB	1.090	0,035	0,056	–0,313	0,591
Δ PTF	1.238	0,003	0,038	–0,180	0,236
Δ Crédito/ <i>r</i> PIB	979	0,041	0,199	–0,671	2,881
Δ Productividad laboral	1.029	0,020	0,031	–0,179	0,196
<i>1/Vol</i>	665	3,296	1,151	0,921	8,067
<i>CsVol</i>	665	0,447	0,353	0,046	3,657
<i>CsAvg</i>	665	0,125	0,079	0,018	0,854
$\Delta(1/Vol)$	643	0,009	0,898	–4,210	3,403
$\Delta CsVol$	643	0,012	0,303	–1,886	2,181
$\Delta CsAvg$	643	0,003	0,069	–0,403	0,536
<i>DG(INT)</i>	646	–41,078	42,345	–516,487	54,671
<i>DG(EXT)</i>	646	15,425	43,028	–62,745	415,291
<i>DG(TOT)</i>	646	–25,653	28,720	–165,921	60,271

Fuente: Elaboración de los autores. Los datos provienen de las tablas mundiales de Penn (PWT), la base de datos estadísticos de la OMPI, los Indicadores del Desarrollo Mundial, *Total Economic Database* y *DataStream* de Thomson/Reuters, y abarcan desde 1973 hasta 2010.

*r*PIB (PIB real) se mide en miles de millones de dólares estadounidenses.

III. LA INFORMACIÓN Y LA MACROECONOMÍA

Ahora abordamos el primer conjunto de resultados, que tienen que ver con el modo en que la información fluctúa con el tiempo en un país, respecto de las fluctuaciones macroeconómicas. Lo hacemos mediante una comparación univariada de variables antes de los diferentes tipos de eventos económicos agregados (recesión con crisis, recesión sin crisis, crecimiento y normal). El cuadro 3A muestra una comparación univariada de variables clave de los *cuatro meses previos* al comienzo de un episodio de recesión con crisis, versus el comienzo de un episodio de recesión sin crisis. Antes de una recesión con crisis, el crecimiento del PIB real (Δr PIB) es menor, y nuestra medida de recesión (α) de la diferencia mínima de los niveles del PIB en un período de cuatro años y nivel del PIB real al comienzo del período es negativa. Antes de las recesiones con crisis, observamos mayor fragilidad (*1/Vol* es menor). La diferencia significativa de fragilidad es natural. Al acercarse una crisis, la distancia al incumplimiento de la empresa promedio de la economía disminuye. Antes de una recesión con crisis, *CsAvg* y *CsVol*, es decir, la desviación estándar

de los retornos promedio y la desviación estándar de la volatilidad a nivel de empresa son significativamente más altas. Esto indica una mayor dispersión de la volatilidad y de los retornos entre empresas, y lo interpretamos como un aumento de la información que producen los agentes de la economía para poder distinguir entre las empresas que posiblemente sobrevivan y las que posiblemente fracasen. Los desequilibrios globales internos y externos, que capturan la diferencia entre los activos y pasivos emitidos por inversores locales y extranjeros, respectivamente, muestran el patrón opuesto entre las instancias de recesión con crisis versus recesión sin crisis. Los desequilibrios globales internos son menores y los desequilibrios globales externos son mayores antes de los episodios de recesión con crisis.

El cuadro 3B muestra los resultados de una comparación univariada de las mismas variables cuatro trimestres antes del comienzo de una recesión versus el comienzo de un período de crecimiento. La única variable que es estadísticamente diferente entre los dos eventos es $CsAvg$, que muestra un valor mayor antes de un episodio de crecimiento. Esto sugiere que la corta etapa de crecimiento (duración promedio de 1,55 años) está relacionada con una mayor producción de información.

El cuadro 3 muestra que las medidas de información tienen contenido predictivo a nivel local. El gráfico 1 ilustra este resultado. Grafica las dos medidas de información promediadas durante recesiones con y sin crisis, comenzando 15 trimestres antes del inicio de la recesión promedio con crisis y de la recesión promedio sin crisis. Claramente estas medidas de información y fragilidad varían según si la recesión que se aproxima es con o sin crisis. Observamos que, antes del comienzo de una recesión con crisis, la fragilidad es mayor y se produce más información¹³. Analizamos las medidas de desequilibrios globales más abajo, cuando separamos las economías avanzadas y en desarrollo.

El cuadro 4A compara nuestras medidas de información y de desequilibrios globales *durante* las recesiones con crisis *versus* las recesiones sin crisis¹⁴. Los niveles de todas las variables de información son significativamente diferentes. Las recesiones con crisis son significativamente más profundas en términos de la disminución del PIB real. La fragilidad es significativamente más alta ($1/Vol$ es menor), al igual que $CsAvg$ y $CsVol$, es decir, la desviación estándar de los retornos y la desviación estándar de la volatilidad. Estas dos medidas son mayores, lo cual implica una mayor dispersión de volatilidad y de retornos entre las empresas. Ninguna de las otras medidas relacionadas con la información muestra diferencias significativas. El cuadro 4B muestra que, en términos de producción de información durante el evento económico, los períodos de recesión no son diferentes a los períodos de crecimiento.

¹³ Debemos recordar que la economía es más frágil cuando aumenta Vol y, por ende, $1/Vol$ disminuye.

¹⁴ La expresión "desequilibrios globales" se refiere a la diferencia entre los activos y los pasivos financieros estandarizados por el nivel de PIB de cada país.

**Cuadro 3****Resumen estadístico – Cuatro trimestres antes de los eventos económicos (todas las economías)**

A. Recesiones con crisis vs. recesiones sin crisis

	Sin crisis	Con crisis	Dif. media
$\Delta rPIB$	0,032	-0,005	0,037*** (6,59)
α	0,004	-0,033	0,037*** (13,51)
$1/Vol$	3,447	2,388	1,059*** (6,57)
$CsVol$	0,407	0,645	-0,238*** (-5,19)
$CsAvg$	0,115	0,173	-0,057*** (-5,59)
$\Delta(1/Vol)$	0,016	-0,319	0,335* (2,57)
$\Delta CsVol$	0,002	0,107	-0,106* (-2,54)
$\Delta CsAvg$	0	0,024	-0,024* (-2,48)
$DG(INT)$	-43,861	-64,154	20,293*** (3,47)
$DG(EXT)$	20,714	35,239	-14,526* (-2,47)
$DG(TOT)$	-23,148	-28,915	5,767 (1,29)
N	78	18	60

Fuente: Elaboración de los autores.

Entre paréntesis, estadístico t de la diferencia en medias. + $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Cuadro 3 (continuación)**Resumen estadístico – Cuatro trimestres antes de los eventos económicos (todas las economías)**

B. Recesiones vs. crecimiento

	Recesión	Crecimiento	Dif. media
$\Delta rPIB$	0,025	0,040	-0,015*** (-3,68)
α	-0,001	0,007	-0,009*** (-3,90)
$1/Vol$	3,384	3,223	0,161 (1,36)
$CsVol$	0,425	0,442	-0,017 (-0,50)
$CsAvg$	0,118	0,131	-0,013+ (-1,71)
$\Delta(1/Vol)$	-0,055	0,136	-0,191* (-2,04)
$\Delta CsVol$	0,016	-0,006	0,022 (0,74)
$\Delta CsAvg$	0,004	-0,002	0,005 (0,75)
$DG(INT)$	-46,459	-46,983	0,524 (0,11)
$DG(EXT)$	23,344	20,101	3,243 (0,66)
$DG(TOT)$	-23,115	-26,882	3,767 (1,01)
N	85	89	4

Fuente: Elaboración de los autores.

Entre paréntesis, estadístico t de la diferencia en medias. + $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

**Cuadro 4****Resumen estadístico – Contemporáneo con los eventos económicos (todas las economías)**

A. Recesiones con crisis vs. recesiones sin crisis

	Sin crisis	Con crisis	Dif. media
$\Delta rPIB$	0,012	-0,005	0,017*** (3,77)
α	-0,009	-0,042	0,033*** (8,54)
$1/Vol$	3,519	2,388	1,131*** (6,56)
$CsVol$	0,341	0,645	-0,304*** (-5,70)
$CsAvg$	0,100	0,173	-0,073*** (-6,18)
$\Delta(1/Vol)$	0,055	0,041	0,015 (0,10)
$\Delta CsVol$	0,004	0,076	-0,072 (-1,56)
$\Delta CsAvg$	0,002	0,016	-0,014 (-1,30)
$DG(INT)$	-36,214	-72,775	36,561*** (3,73)
$DG(EXT)$	11,072	41,512	-30,440*** (-3,41)
$DG(TOT)$	-25,142	-31,263	6,121 (1,04)
N	187	57	130

Fuente: Elaboración de los autores.

Entre paréntesis, estadístico t de la diferencia en medias. + $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Cuadro 4 (continuación)

Resumen estadístico – Contemporáneo con los eventos económicos (todas las economías)

B. Recesiones vs. crecimiento

	Recesión	Crecimiento	Dif. media
$\Delta rPIB$	0,006	0,048	-0,042*** (-10,95)
α	-0,019	0,017	-0,035*** (-13,90)
$1/Vol$	3,267	3,223	0,043 (0,32)
$CsVol$	0,410	0,442	-0,032 (-0,82)
$CsAvg$	0,116	0,131	-0,015+ (-1,67)
$\Delta(1/Vol)$	0,040	-0,020	0,059 (0,57)
$\Delta CsVol$	0,033	-0,002	0,035 (0,98)
$\Delta CsAvg$	0,009	-0,001	0,010 (1,16)
$DG(INT)$	-50,171	-48,872	-1,298 (-0,18)
$DG(EXT)$	23,306	20,713	2,593 (0,39)
$DG(TOT)$	-26,865	-28,159	1,295 (0,28)
N	233	134	99

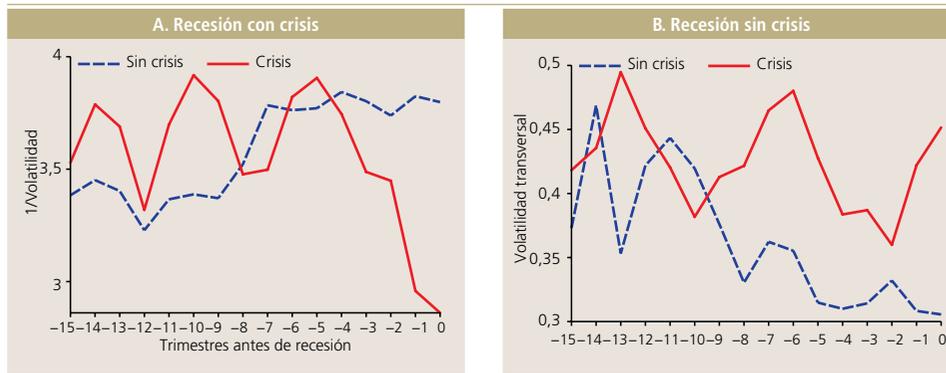
Fuente: Elaboración de los autores.

Entre paréntesis, estadístico t de la diferencia en medias. + $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Gráfico 1

Distancia media a la insolvencia y volatilidad transversal

(en 15 trimestres antes del inicio del evento)



Fuente: Elaboración de los autores.

También exploramos las potenciales diferencias en los desequilibrios globales entre recesiones con crisis y recesiones sin crisis. El cuadro 4A muestra que en las recesiones con crisis, a diferencia de las recesiones sin, existe una *disminución* significativa en el componente del desequilibrio denominado en moneda local y un *aumento* significativo en el componente del desequilibrio expresado en moneda extranjera. Esto da a entender que existe una posible redistribución de recursos entre las economías a escala mundial durante las crisis financieras. En la sección IV.1, exploramos con más profundidad las implicancias de la producción de información sobre los desequilibrios globales. Ahora analizamos estas comparaciones univariadas por separado para las economías desarrolladas y para las emergentes.

Los cuadros 5 y 6 muestran resultados univariados para economías avanzadas y en desarrollo, respectivamente. Estos cuadros muestran que, en las recesiones sin crisis, los desequilibrios globales de activos y pasivos emitidos en el extranjero ($DG(EXT)$) son positivos tanto para las economías avanzadas como para las economías en desarrollo, lo cual sugiere un menor nivel de pasivos emitidos en el extranjero en comparación con el nivel de los activos extranjeros en poder de inversores locales. Los desequilibrios globales externos positivos son contrarrestados por los desequilibrios negativos de activos y pasivos cuyos titulares son locales ($DG(INT)$) para las economías avanzadas y en desarrollo. No obstante, en recesiones con crisis, el comportamiento de los desequilibrios globales externos difiere entre las economías avanzadas y en desarrollo. $DG(EXT)$ aumenta para las economías avanzadas y disminuye para las economías en desarrollo, lo cual refleja una reducción de pasivos en moneda extranjera. Estos resultados sugieren una redistribución de la inversión con la salida de activos extranjeros. Esta redistribución toma la forma de egresos de capital que se originan en las economías en desarrollo y se convierten en ingresos de capital en las economías avanzadas.

Cuadro 5**Resumen estadístico – Contemporáneo con los eventos económicos (economías avanzadas)**

A. Recesiones con crisis vs. recesiones sin crisis

	Sin crisis	Con crisis	Dif. media
$\Delta rPIB$	0,012	-0,007	0,019*** (4,58)
α	-0,008	-0,038	0,030*** (8,15)
$1/Vol$	3,788	2,417	1,371*** (7,70)
$CsVol$	0,312	0,686	-0,375*** (-6,47)
$CsAvg$	0,089	0,177	-0,088*** (-6,91)
$\Delta(1/Vol)$	0,030	0,042	-0,012 (-0,08)
$\Delta CsVol$	0,017	0,057	-0,040 (-0,85)
$\Delta CsAvg$	0,005	0,014	-0,009 (-0,83)
$DG(INT)$	-38,632	-79,371	40,740** (3,20)
$DG(EXT)$	15,387	50,479	-35,092** (-3,13)
$DG(TOT)$	-23,245	-28,892	5,647 (0,74)
N	148	50	98

Fuente: Elaboración de los autores.

Entre paréntesis, estadístico t de la diferencia en medias. + $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.



Cuadro 5 (continuación)

Resumen estadístico – Contemporáneo con los eventos económicos (todas las economías)

B. Recesiones vs. crecimiento

	Sin crisis	Con crisis	Dif. media
$\Delta rPIB$	0,006	0,041	-0,035*** (-7,78)
α	-0,017	0,015	-0,032*** (-11,57)
$1/Vol$	3,438	3,409	0,029 (0,17)
$CsVol$	0,411	0,391	0,020 (0,42)
$CsAvg$	0,112	0,113	-0,001 (-0,11)
$\Delta(1/Vol)$	0,032	-0,088	0,119 (0,91)
$\Delta CsVol$	0,032	-0,006	0,038 (1,03)
$\Delta CsAvg$	0,008	-0,002	0,010 (1,17)
$DG(INT)$	-56,674	-62,831	6,158 (0,55)
$DG(EXT)$	31,116	29,322	1,794 (0,18)
$DG(TOT)$	-25,557	-33,509	7,952 (1,12)
N	192	88	104

Fuente: Elaboración de los autores.

Entre paréntesis, estadístico t de la diferencia en medias. + $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Cuadro 6**Resumen estadístico – Contemporáneo con los eventos económicos (economías en desarrollo)**

A. Recesiones con crisis vs. recesiones sin crisis

	Sin crisis	Con crisis	Dif. media
$\Delta rPIB$	0,014	0,007	0,007 (0,38)
α	-0,013	-0,074	0,061*** (4,24)
$1/Vol$	2,478	2,182	0,296 (0,90)
$CsVol$	0,454	0,350	0,104 (0,82)
$CsAvg$	0,142	0,146	-0,003 (-0,12)
$\Delta(1/Vol)$	0,155	0,034	0,121 (0,31)
$\Delta CsVol$	-0,048	0,208	-0,255+ (-1,73)
$\Delta CsAvg$	-0,007	0,031	-0,038 (-1,19)
$DG(INT)$	-31,916	-25,658	-6,258 (-0,86)
$DG(EXT)$	3,400	-22,539	25,940** (3,21)
$DG(TOT)$	-28,515	-48,197	19,681*** (3,62)
N	39	7	32

Fuente: Elaboración de los autores.

Entre paréntesis, estadístico t de la diferencia en medias. + $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.



Cuadro 6 (continuación)

Resumen estadístico – Contemporáneo con los eventos económicos (economías en desarrollo)

B. Recesiones vs. crecimiento

	Sin crisis	Con crisis	Dif. media
$\Delta rPIB$	0,009	0,061	-0,052*** (-6,94)
α	-0,027	0,019	-0,047*** (-7,74)
$1/Vol$	2,440	2,887	-0,447* (-2,20)
$CsVol$	0,409	0,534	-0,125+ (-1,84)
$CsAvg$	0,137	0,163	-0,026+ (-1,71)
$\Delta(1/Vol)$	0,078	0,103	-0,025 (-0,14)
$\Delta CsVol$	0,040	0,006	0,034 (0,35)
$\Delta CsAvg$	0,009	0	0,009 (0,41)
$DG(INT)$	-30,834	-34,913	4,080 (1,08)
$DG(EXT)$	0,081	12,104	-12,022* (-2,25)
$DG(TOT)$	-30,752	-22,810	-7,943* (-2,27)
N	41	46	5

Fuente: Elaboración de los autores.

Entre paréntesis, estadístico t de la diferencia en medias. + $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

La pregunta aquí es si los resultados de $DG(EXT)$ constituyen una interrupción repentina, que usualmente se define como una caída o reversión abrupta de entradas de capitales, cualquiera sea la moneda de denominación¹⁵. Cabe destacar, no obstante, que la datación de las interrupciones repentinas es muy diferente a las fechas de las crisis y que hay muchas más interrupciones repentinas que crisis.

15 Ver, por ejemplo, Eichengreen y Gupta (2016).

IV. UN FACTOR DE INFORMACIÓN GLOBAL

¿Existe propagación de la información entre los distintos países? Para responder a esta pregunta, extraemos los principales componentes para las medidas de fragilidad e información, respectivamente, utilizando algunos países avanzados de la muestra¹⁶. En *primer* lugar, examinamos si los componentes principales primero y segundo de las medidas de información y de fragilidad predicen episodios económicos (recesión y recesión con crisis) y, en *segundo* lugar, exploramos la relación entre aquellos componentes principales y los desequilibrios globales (internos y externos).

1. Propagación de información desde las economías avanzadas hacia otros mercados

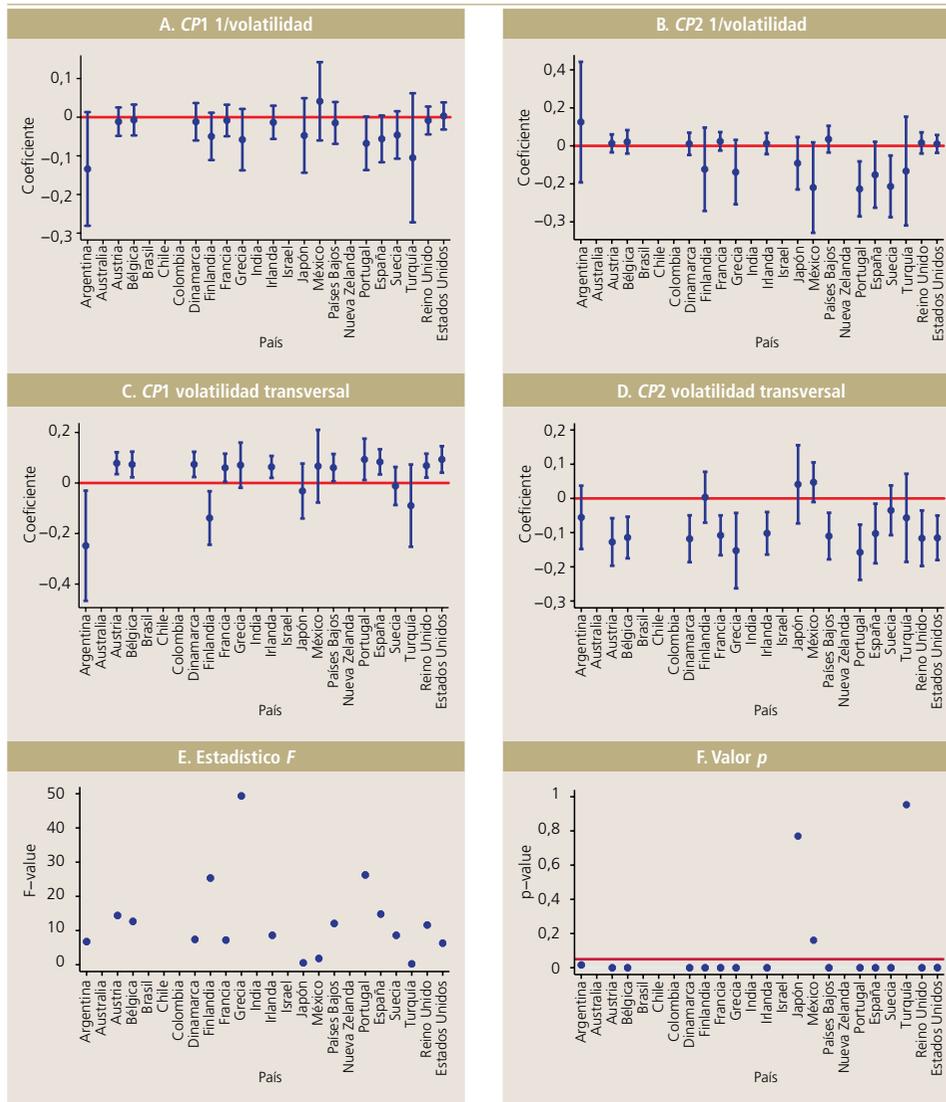
En esta sección, analizamos la capacidad de los primeros dos componentes principales de medidas de información y de fragilidad para predecir la ocurrencia de recesiones con crisis país por país. Más específicamente, para cada uno de los países de la muestra, aplicamos una regresión sobre la ocurrencia de una recesión con crisis en los componentes principales primero y segundo de la medida de información (*CsVol*) y la medida de distancia a la insolvencia (*1/Vol*), controlando por algunas variables macroeconómicas (Δ *Crédito*, Δ *PTF*, y Δ *PPL*).

Al usar componentes principales, podemos aislar la información del ruido. Los dos principales componentes de *CsVol* y *1/Vol* resumen una gran parte de la variación de las series *CsVol* y *1/Vol* entre los países avanzados de la muestra. Debido a la naturaleza de esta metodología, no podemos identificar realmente la naturaleza de la información resumida por los componentes principales. No obstante, sabemos que los componentes principales son ortogonales entre ellos y explican una gran parte de la variabilidad de las series originales. Si nuestras medidas son informativas, entonces sus componentes principales deben predecir los eventos económicos y los desequilibrios globales.

El gráfico 2 resume los coeficientes de regresión y un intervalo de confianza de 95% en las estimaciones de los dos componentes principales de la medida de información y la medida de distancia a la insolvencia, junto con los estadísticos *F* y valores *p* de las regresiones a nivel de país. Observamos que los resultados de estas regresiones respecto al poder predictivo de los componentes principales de la medida de información son bastante drásticos¹⁷. Los componentes principales de las medidas de información logran predecir las recesiones con crisis con bastante éxito, en términos generales. El coeficiente del primer componente principal (*CP1*) es positivo, mientras que el del segundo (*CP2*) es negativo.

¹⁶ Extraemos los principales componentes utilizando las medidas de información y de fragilidad para los países para los cuales tenemos una serie de tiempo completa entre 1973 y 2010. La lista de países con series de tiempo completas es la siguiente: Australia, Austria, Bélgica, Dinamarca, Estados Unidos, Francia, Irlanda, Japón, Países Bajos y el Reino Unido.

¹⁷ El apéndice B muestra el mismo gráfico para la predicción de recesiones (ver gráfico B2). En este, ninguno de los componentes principales tiene un poder predictivo estadísticamente significativo sobre la ocurrencia de recesiones en los países de la muestra.

Gráfico 2
Regresiones predictivas – Recesiones con crisis


Fuente: Elaboración de los autores.

Las figuras A a D resumen el poder predictivo de los primeros dos principales componentes de 1/Vol y CsVol sobre la ocurrencia de una recesión con crisis. Se muestran las estimaciones punto de los coeficientes de la regresión junto con un intervalo de confianza de 95% alrededor de las estimaciones punto. Las figuras E y F muestran el estadístico F y el valor p de las regresiones, respectivamente. Todas las regresiones se corren a nivel de país, y los errores estándares se corrigen basados en Newey y West (1987) con un rezago. La regresión se especifica como: $1_{(Recesión \cap Crisis)} = \alpha + \beta'X_{t-1} + \epsilon_t$, donde $X_{t-1} = (CP1(1/Vol_{t-1}), CP2(1/Vol_{t-1}), CP1(CsVol_{t-1}), CP2(CsVol_{t-1}), \Delta Crédito_{t-1}, \Delta PTF_{t-1}, \Delta PL_{t-1})$.

Dado que empleamos componentes principales como variables explicativas, es difícil identificar con precisión su naturaleza y la información fundamental que resumen. No obstante, el hecho de que los primeros dos componentes principales de las medidas de información y de distancia a la insolvencia explican la mayor parte de la variabilidad de los datos (gráfico B1 en apéndice B) nos permite aislar la información relevante del ruido. Observamos que los componentes principales, extraídos de las medidas de información de países específicos (Australia, Austria, Bélgica, Dinamarca, Estados Unidos, Francia, Irlanda, Japón, los Países Bajos y el Reino Unido) con series de tiempo prolongadas para esta medida, predicen las recesiones con crisis en otras economías, tanto avanzadas (como España, Finlandia, Grecia y Portugal) como en desarrollo (por ejemplo, Argentina). Esto sugiere que la información de los países de la muestra se propaga hacia otras economías.

2. Información mundial y desequilibrios globales

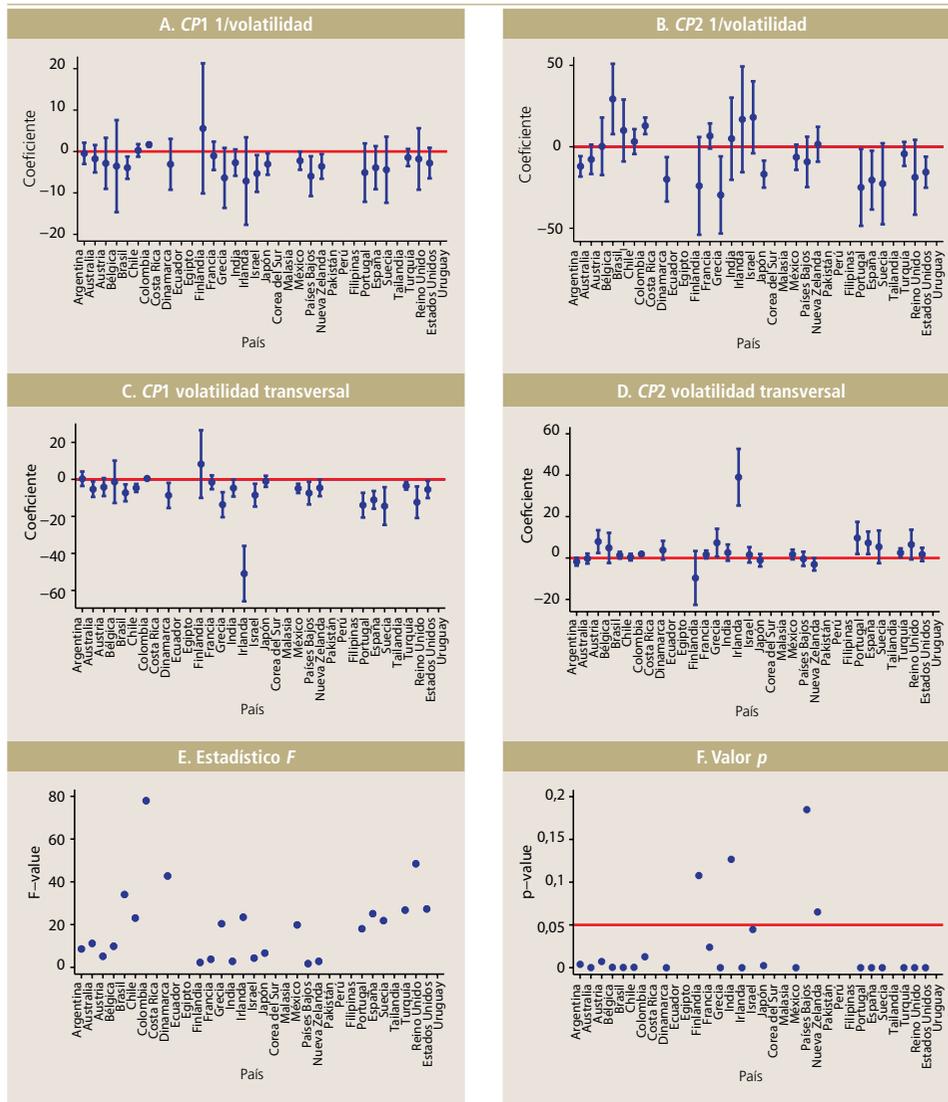
En la sección anterior, presentamos evidencia de propagación de la información. La información producida por un conjunto de países avanzados predice recesiones con crisis en otras economías avanzadas y en desarrollo. En esta sección, exploramos otro aspecto de la propagación y su posible fuente: la información producida por un conjunto de países predice desequilibrios globales (internos y externos). Empíricamente, a nivel de país, aplicamos una regresión de desequilibrios globales en los componentes principales primero y segundo de nuestras medidas de información ($1/Vol$ y $CsVol$).

Los gráficos 3 y 4 resumen los coeficientes individuales de regresión de los países y 95% de intervalo de confianza para los valores estimados. El gráfico 3 observa los desequilibrios globales en moneda extranjera. Los coeficientes de los dos componentes principales de la medida de distancia a la insolvencia, aunque estadísticamente significativos para algunos países, son ruidosos en su conjunto. No obstante, los coeficientes en el primer componente principal de la medida de información son sistemáticamente negativos en todos los países de la muestra, mientras que los coeficientes del segundo componente principal son positivos solo para un subgrupo de países. El gráfico 4 observa los desequilibrios globales medidos en moneda extranjera. Aquí los resultados se revierten. La mayor parte de los coeficientes del primer componente principal de la medida de información son positivos, mientras que los del segundo componente principal son negativos. Este resultado es compatible con los signos opuestos que documentamos en el cuadro 7.

Los resultados de los gráficos 3 y 4 brindan más evidencia a favor de la existencia de las externalidades de la información. Las medidas mundiales de información predicen instancias de recesiones con crisis y también se relacionan con desequilibrios internos y externos; esto significa que explican la redistribución de recursos entre las economías. Este resultado fortalece nuestra interpretación respecto de que las medidas de información son realmente informativas.

Gráfico 3

Regresiones predictivas – Desbalances globales internos (a nivel de país)

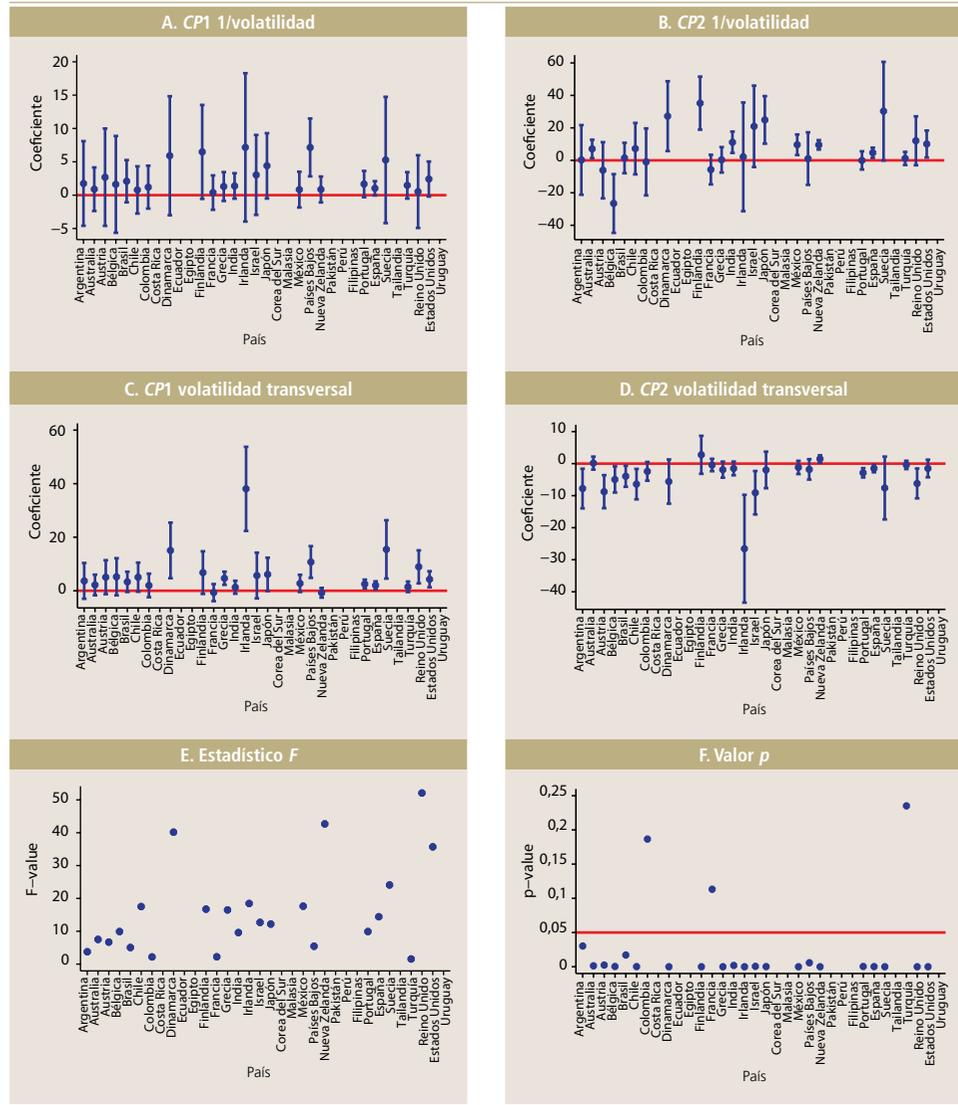


Fuente: Elaboración de los autores.

Las figuras A a D resumen el poder predictivo de los primeros dos componentes principales de 1/Vol y CsVol sobre desbalances globales denominados en moneda extranjera. Los gráficos muestran las estimaciones punto de los coeficientes de las regresiones, junto con un intervalo de confianza de 95% alrededor de dichas estimaciones punto. Las figuras E y F muestran el estadístico F y el valor p de las regresiones, respectivamente. Todas las regresiones se corren a nivel de país y los errores estándar se corrigen sobre la base de Newey y West (1987) con un rezago. La especificación es $GI(INT)_t = \alpha + \beta'X_{t-1} + \varepsilon_t$, donde $X_{t-1} = (CP1(1/Vol_{t-1}), CP2(1/Vol_{t-1}), CP1(CsVol_{t-1}), CP2(CsVol_{t-1}))$.

Gráfico 4

Regresiones predictivas – Desbalances globales externos (a nivel de país)



Fuente: Elaboración de los autores.

Las figuras A a D resumen el poder predictivo de los primeros dos principales componentes de $1/Vol$ y $CsVol$ sobre los desbalances globales denominados en moneda extranjera. Se muestran las estimaciones punto de los coeficientes de la regresión junto con un intervalo de confianza de 95% alrededor de las estimaciones punto. Las figuras E y F muestran el estadístico F y el valor p de las regresiones, respectivamente. Todas las regresiones se corren a nivel de país, y los errores estándar se corrigen basados en Newey y West (1987) con un rezago. La regresión se especifica como: $DG(EXT)_t = \alpha + \beta'X_{t-1} + \varepsilon_t$ $GI(FOR)_t = \alpha + \beta'X_{t-1} + \varepsilon_t$ donde $X_{t-1} = (CP1(1/Vol_{t-1}), CP2(1/Vol_{t-1}), CP1(CsVol_{t-1}), CP2(CsVol_{t-1}))'$.



V. REASIGNACIÓN DE RECURSOS

En la sección anterior, presentamos evidencia de la reasignación de recursos entre países como resultado de la producción de información. Aquí exploramos en más detalle este efecto de reasignación causado por la información.

1. Reasignación de capital entre países

Las medidas de información, ¿tienen algún poder predictivo sobre los desequilibrios globales (tanto internos como externos)? En primer lugar, nos centramos en tres medidas de desequilibrios globales: (i) desequilibrios en moneda local, (ii) desequilibrios en moneda extranjera y (iii) desequilibrios totales. Los cambios en los desequilibrios globales reflejan una reasignación de capital entre países. Existe una vasta literatura sobre desequilibrios globales, cuyo resumen estaría fuera del alcance de este trabajo¹⁸.

El cuadro 7 muestra resultados de regresión de la asociación contemporánea y los efectos de valores de información rezagada ($1/Vol$, $CsVol$), así como crédito al sector privado rezagado como porcentaje del PIB ($Crédito$), productividad total de los factores (PTF) y productividad laboral (PL) separadamente sobre algunas medidas de desequilibrio global, es decir, en moneda local ($DG(INT)$), moneda extranjera ($DG(EXT)$), dólares estadounidenses ($DG(USD)$), euros ($DG(EUR)$) y total ($DG(TOT)$). $CsVol$ contemporáneo y rezagado se relacionan positivamente con la medida de desequilibrio global interno y negativamente con la medida de desequilibrio global externo. Esto significa que un aumento de la producción de información se relaciona con un mayor nivel de activos locales en comparación con los pasivos locales, y con un menor nivel de activos extranjeros en comparación con los pasivos extranjeros.

Este resultado concuerda con nuestra conjetura respecto de que un mayor nivel de información producida en la economía lleva a una redistribución de recursos entre los países en dirección a los países donde la información se ha producido. Una mayor cantidad de información se relaciona con un mayor nivel de activos locales que se financian con pasivos extranjeros. La suma de las primeras dos columnas del cuadro 7 da como resultado los coeficientes de los desequilibrios globales totales correspondientes a cada país de la muestra. Por último, observamos que la medida de solvencia de la economía (Vol), así como algunas variables macroeconómicas ($Crédito$, PTF y PL), no tienen correlación con los desequilibrios globales.

Motivados por este poder predictivo de las medidas de información sobre los desequilibrios globales, abordamos el interrogante de si las medidas rezagadas de desequilibrios globales ($DG(INT)$ y $DG(EXT)$, respectivamente) tienen algún poder predictivo respecto de la ocurrencia de crisis financieras. El cuadro 8 resume los resultados de una regresión *logit* de la probabilidad de

¹⁸ Ver, por ejemplo, Gourinchas y Rey (2013).

una recesión con crisis en las medidas de desequilibrios globales. Observamos que una disminución en los desequilibrios globales se asocia con un aumento de la probabilidad de una recesión con crisis. Más específicamente, cuando la diferencia entre los activos y los pasivos extranjeros disminuye, las recesiones con crisis se hacen más probables.

Cuadro 7

Regresión explicativa – Desequilibrios globales (panel)

	(1) $DG(INT)_t$	(2) $DG(EXT)_t$	(3) $DG(USD)_t$	(4) $DG(EUR)_t$	(5) $DG(TOT)_t$
$CsVol_t$	11,913*** (3,42)	-5,611* (-2,05)	-2,102 (-1,23)	6,753 (1,08)	6,303* (2,50)
$CsVol_{t-1}$	6,966* (2,26)	-3,337 (-1,31)	-3,850** (-2,72)	1,128 (0,31)	3.629+ (1,78)
Vol_t	2,854 (0,92)	-1,222 (-0,56)	-1,339 (-0,76)	2,344 (0,58)	1,633 (0,67)
Vol_{t-1}	-3,472 (-1,18)	1,484 (0,53)	0,811 (0,47)	-0,403 (-0,11)	-1,987 (-0,93)
$Crédito_{t-1}$	-0,478* (-2,29)	0,173 (0,97)	0,086 (0,76)	-0,680* (-1,98)	-0.305+ (-1,82)
PTF_{t-1}	0,018 (0,19)	0,076 (0,78)	0,050 (1,23)	0,030 (0,25)	0,094 (1,07)
PL_{t-1}	-3,430 (-1,09)	4,121 (1,25)	-1,517 (-0,82)	-3,058 (-0,55)	0,691 (0,33)
Constante	16,713 (0,68)	-69,858* (-2,46)	3,166 (0,17)	8,910 (0,23)	-53,145** (-2,71)
N	449	449	449	449	449
R^2	0,72	0,80	0,75	0,61	0,69
EF (año)	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF (país)	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

Fuente: Elaboración de los autores. Los datos provienen de Bénétrix et al. (2015) y de DataStream, y abarcan el período entre 1990 y 2010. Todas las especificaciones incluyen los efectos fijos (EF) de año y país.

Entre paréntesis, estadístico t de la diferencia en medias. + $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

El cuadro resume el poder explicativo de $1/Vol$, $CsVol$, y sus observaciones con rezago de un año se muestran en las columnas: (1) desequilibrios globales en moneda local, (2) desequilibrios globales en moneda extranjera, (3) desequilibrios globales en dólares estadounidenses, (4) desequilibrios globales en euros, (5) desequilibrios globales totales (ver, por ejemplo, Bénétrix et al. (2015)). La especificación de regresión es:

$$GI_{n,t} = \alpha + \beta' X_{n,t} + \varepsilon_{n,t}$$

donde $X_{n,t} = (1/Vol_{n,t}, 1/Vol_{n,t-1}, CsVol_{n,t}, CsVol_{n,t-1}, Crédito_{n,t-1}, PTF_{n,t-1}, PL_{n,t-1})'$.



En lo que sigue, analizamos más profundamente la capacidad predictiva de los desequilibrios globales respecto de las recesiones con crisis a nivel de país. Los gráficos B3 y B4 del apéndice B resumen nuestros resultados. Encontramos que las medidas rezagadas de los desequilibrios globales internos predicen instancias de recesiones relacionadas con crisis en aproximadamente la mitad de los países de la muestra (Austria, España, Estados Unidos, Grecia, Irlanda, los Países Bajos, Portugal y Suecia). Por otro lado, los desequilibrios globales externos predicen crisis en más de la mitad de los países (los países ya mencionados, más Dinamarca y México). Los débiles resultados se atribuyen principalmente a la baja cantidad de recesiones relacionadas con crisis en la muestra (18 observaciones). El poder predictivo documentado de los desequilibrios globales respecto de la ocurrencia de crisis concuerda con, por ejemplo, Bernanke (2005, 2007).

Cuadro 8

Regresiones predictivas

	(1) $DG(INT)_t$	(2) $DG(EXT)_t$	(3) $DG(TOT)_t$
$DG(INT)_{t-1}$	-0,006 (-0,63)		
$DG(EXT)_{t-1}$		-0,030* (-2,11)	
$DG(TOT)_{t-1}$			-0,033+ (-1,86)
$\Delta Crédito_{t-1}$	-1,181 (-0,74)	-1,016 (-0,63)	-0,809 (-0,70)
ΔPTF_{t-1}	-38,703* (-2,14)	-44,755* (-2,38)	-38,128* (-2,08)
ΔPL_{t-1}	13,549 (0,71)	15,740 (0,84)	7,265 (0,35)
Constante	-1,241 (-1,62)	0,802 (1,20)	-1,186* (-2,18)
N	266	266	266
EF (año)	SÍ	SÍ	SÍ
EF (país)	SÍ	SÍ	SÍ

Fuente: Elaboración de los autores. Los datos provienen de Bénétrix et al. y de DataStream, y abarcan desde 1990 hasta 2010. Todas las especificaciones incluyen los efectos fijos (EF) de año y país.

Las columnas resumen el poder predictivo de (1) los desequilibrios globales en moneda local, (2) los desequilibrios globales en moneda extranjera, (3) los desequilibrios globales totales (ver, por ejemplo, Bénétrix et al. (2015) para la incidencia de recesiones con crisis. La especificación de regresión es: $\text{logit}(E[Y_{i,t} | X_{i,t-1}]) = \alpha + \beta'X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$, donde $X_{i,t-1} = (DG(\text{tipo})_{t-1}, \Delta Crédito_{t-1}, \Delta PTF_{t-1}, \Delta PL_{t-1})'$, $\text{tipo} \in \{\text{interno, externo, total}\}$, y $p_{i,t}$ es la probabilidad de que ocurra una recesión con crisis en el país i en el momento t .

Entre paréntesis, estadísticos t robustos ajustados por agrupación a nivel de país. + $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

2. Reasignación del capital dentro de un país

Hemos mostrado que un mayor nivel de información producida se asocia con un mayor nivel de activos locales que se financian con pasivos extranjeros. Este resultado sugiere que la producción local de información provoca una reasignación de recursos entre las economías a escala mundial. En esta sección, dirigimos nuestra atención a la redistribución local de recursos como resultado de la producción de información en la economía. Si nuestras medidas están realmente asociadas con una reasignación local, entonces deberíamos encontrar una relación estadísticamente significativa entre las medidas de información y de fragilidad y los cambios futuros en el coeficiente Q de Tobin de una empresa. Un aumento de la información producida en la economía debería seguirse de un aumento en el coeficiente Q de empresas con coeficientes menores a uno y una disminución en el coeficiente Q de las empresas con coeficientes mayores que uno, reflejando así una reasignación de recursos desde las empresas con coeficientes Q altos hacia aquellas con coeficientes Q bajos.

Los cuadros A2 y A3 del apéndice A muestran el efecto de innovaciones rezagadas en uno y cuatro años en la producción de información ($\Delta CsVol$), respectivamente, en la fracción de empresas (1) que permanecen en el primer quintil (más bajo) de empresas ordenadas sobre la base de su coeficiente Q de Tobin, (2) que pasan del primer al segundo quintil, (3) que pasan del primer al tercer quintil, (4) que permanecen en el quinto quintil (más alto), (5) que cambian del quinto al cuarto quintil y (6) que pasan del quinto al tercer quintil. Observamos que un aumento en la producción de información antes de una crisis financiera se asocia con una disminución en la fracción de empresas que permanecen en el quintil más bajo de coeficientes Q y con un subsiguiente aumento en la fracción de empresas que cambian del primer al segundo y tercer quintiles. La ausencia de coeficientes estadísticamente significativos para los otros casos considerados en el análisis de regresión sugiere que la reasignación de recursos dentro de una economía luego de la producción de información es más bien limitada.

Este resultado se contrapone al de la sección IV.1 e implica que la reasignación de recursos es más pronunciada entre las economías en su conjunto, más que entre empresas dentro de una economía dada. La débil redistribución de recursos dentro de una economía en períodos de crisis constituye evidencia de un sistema financiero disfuncional. Por otro lado, la fuerte redistribución de recursos entre economías a escala mundial indica que el sistema financiero funciona de forma eficiente a nivel mundial.



VI. CONCLUSIÓN

En este trabajo, estudiamos un aspecto del muy discutido fenómeno de la globalización: la propagación de la información desde un conjunto de economías avanzadas hacia otras economías avanzadas y en desarrollo. Nuestros resultados preliminares aportan evidencia a favor de la existencia de una propagación mundial de la información. Mostramos que las medidas de información producida en los países avanzados predicen crisis en otros mercados avanzados y en desarrollo. Estas mismas medidas de información también están relacionadas con desequilibrios globales, y esto sugiere un posible mecanismo de reasignación de capital a nivel mundial y del modo en que las crisis son contagiosas en el mundo. Más específicamente, descubrimos que una mayor información se relaciona con un mayor nivel de activos locales que son, a la vez, financiados con pasivos extranjeros, y que los desequilibrios globales predicen instancias de recesiones con crisis financiera. Los resultados de este trabajo deben considerarse como tentativos, ya que la muestra de países es pequeña, en particular respecto de mercados emergentes.

REFERENCIAS

- Atkeson, A.G., A.L. Eisfeldt y P.O. Weill (2013). “Measuring the Financial Soundness of U.S. Firms, 1926-2012”. NBER Working Paper N° 19204.
- Bernanke, B.S. (2005). “The Global Saving Glut and the U.S. Current Account Deficit”. Discurso pronunciado ante la Asociación de Economistas de Virginia, en Richmond, VA, EE.UU., marzo.
- Bernanke, B.S. (2007). “Global Imbalances: Recent Developments and Prospects”. Discurso pronunciado en el Bundesbank, Berlín, Alemania, septiembre.
- Bénétrix, A.S., P.R. Lane y J.C. Shambaugh (2015). “International Currency Exposures, Valuation Effects and the Global Financial Crisis”. *Journal of International Economics* 96(Supplement 1): S98–S109. 37th Annual {NBER} International Seminar on Macroeconomics.
- Burns, A.F. y W.C. Mitchell (1946). “Measuring Business Cycles, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Caballero, R.J. y M.L. Hammour (1994). “The Cleansing Effect of Recessions”. *American Economic Review* 84(5): 1350–68.
- Caballero, R.J. y M.L. Hammour (1996). “On the Timing and Efficiency of Creative Destruction”. *Quarterly Journal of Economics* 111(3): 805–52.
- Calvo, G.A. (2004). *Contagion in Emerging Markets: When Wall Street is a Carrier*. Londres, R.U.: Palgrave Macmillan.
- Calvo, G.A. y E.G. Mendoza (2000). “Contagion, Globalization, and the Volatility of Capital Flows”. En *Capital Flows and the Emerging Economies: Theory, Evidence, and Controversies*. NBER Chapters, National Bureau of Economic Research.
- Chousakos, K., G. Gorton y G. Ordoñez (2016). “Aggregate Information Dynamics”. Working Paper, Yale University.
- Cole, H., D. Neuhann y G. Ordoñez (2016). “Debt Crises: For Whom the Bell Tolls”. NBER Working Paper N° 22330.
- Eichengreen, B. y P. Gupta (2016). “Managing Sudden Stops”. Policy Research Working Paper 7639, Banco Mundial.
- Fama, E.F. (2014). “Two Pillars of Asset Pricing”. *American Economic Review* 104(6): 1467–85.
- Foster, L., C. Grim y J. Haltiwanger (2016). “Reallocation in the Great Recession: Cleansing or Not?” *Journal of Labor Economics* 34(S1): S293–S331.



- Gande, A. y D. Parsley (2003). "News Spillovers in the Sovereign Debt Market". Working Paper 062003, Hong Kong Institute for Monetary Research.
- Gorton, G. (1988). "Banking Panics and Business Cycles". *Oxford Economic Papers* 40(4): 751–81.
- Gorton, G. (2012). *Misunderstanding Financial Crises: Why We Don't See Them Coming*. Oxford University Press.
- Gorton, G. y G. Ordoñez (2014). "Collateral Crises". *American Economic Review* 104(2): 343–78.
- Gorton, G. y G. Ordoñez. (2016). "Good Booms, Bad Booms". NBER Working Paper N° 22008.
- Gourinchas, P.O. y H. Rey (2013). "External Adjustment, Global Imbalances and Valuation Effects". Technical Report, Berkeley and London Business School.
- Grossman, Sanford J. (1981). "An Introduction to the Theory of Rational Expectations under Asymmetric Information". *Review of Economic Studies* 48(4): 541–59.
- Hodrick, R.J. y E.C. Prescott (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit and Banking* 29(1): 1–16.
- King, M.A. y S. Wadhvani (1990). "Transmission of Volatility between Stock Markets". *Review of Financial Studies* 3(1): 5–33.
- Kose, M.A., E.S. Prasad y M.E. Terrones (2008). "Does Openness to International Financial Flows Raise Productivity Growth?" NBER Working Paper N° 14558.
- Leland, H. (1994). "Corporate Debt Value, Bond Covenants, and Optimal Capital Structure". *Journal of Finance* 49(4): 1213–52.
- Merton, R. (1974). "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates". *Journal of Finance* 29(2): 449–70.
- Newey, W. y K. West. (1987). "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometrica* 55(3): 703–08.
- Schumpeter, J.A. (1939). *Business Cycles: A Theoretical, Historical, and Statistical Analysis of the Capitalist Process*. Nueva York, N.Y.: McGraw-Hill.
- Valencia, F. y L. Laeven (2012). "Systemic Banking Crises Database; An Update". IMF Working Paper 12/163.
- Vassalou, M. y Y. Xing (2004). "Default Risk in Equity Returns". *Journal of Finance* 59(2): 831–68.
- Zarnowitz, V. y L.J. Lerner. (1961). "Cyclical Changes in Business Failures and Corporate Profits". En *Business Cycle Indicators*, volume 1. Cambridge, MA, EE.UU.: National Bureau of Economic Research.

APÉNDICE A

Cuadro A1

Datos de patrimonio – fechas de inicio y fin a nivel de país

País	Inicio	Fin
Argentina	1993	2010
Australia	1973	2010
Austria	1973	2010
Bélgica	1973	2010
Brasil	1996	2010
Chile	1995	2010
Colombia	2000	2010
Dinamarca	1973	2010
España	1986	2010
Estados Unidos	1973	2010
Finlandia	1987	2010
Francia	1973	2010
Grecia	1988	2010
India	1996	2010
Irlanda	1973	2010
Israel	1995	2010
Japón	1973	2010
México	1988	2010
Nueva Zelanda	1987	2010
Países Bajos	1973	2010
Portugal	1988	2010
Reino Unido	1973	2010
Suecia	1973	2010
Turquía	1988	2010

Fuente: Elaboración de los autores. Los datos provienen de WorldScope.

El cuadro muestra las fechas de inicio y fin por país para los datos de patrimonio utilizados para computar las medidas de distancia a la insolvencia ($1/Vo$) e información ($CsVo$).

Cuadro A2
Regresión predictiva – Reasignación a nivel de país

	(1) Q1→Q1	(2) Q1→Q2	(3) Q1→Q3	(4) Q5→Q5	(5) Q5→Q4	(6) Q5→Q3
$\Delta CsVol_t$	0,071 (0,57)	0,009 (0,27)	-0,007 (-0,56)	0,064 (0,85)	0,002 (0,06)	-0,008 (-0,37)
$\Delta CsVol_t \times 1_t(Crisis)$	-0,479* (-2,45)	0,093 (1,48)	0,131+ (1,69)	-0,085 (-0,44)	-0,095 (-1,17)	0,043 (0,52)
$\Delta(1/Vol)_t$	0,018 (0,27)	-0,017 (-0,82)	-0,005 (-0,43)	0,003 (0,09)	-0,018 (-1,03)	0,001 (0,10)
$\Delta(1/Vol)_t \times 1_t(Crisis)$	-0,074 (-0,51)	0,026 (0,41)	-0,023 (-0,44)	-0,024 (-0,23)	0,051 (1,00)	0,003 (0,15)
$\Delta CsVol_{t-1}$	0,073 (0,41)	-0,018 (-0,51)	0,024 (1,25)	0,098 (0,94)	0,043 (0,81)	-0,003 (-0,08)
$\Delta CsVol_{t-1} \times 1_t(Crisis)$	-0,533 (-1,60)	0,123* (2,50)	-0,123 (-1,46)	-0,260 (-1,28)	-0,054 (-0,47)	0,090 (1,26)
$1/Vol_{t-1}$	-0,043 (-0,64)	0,007 (0,39)	-0,007 (-0,62)	-0,009 (-0,18)	-0,001 (-0,03)	-0,001 (-0,09)
$1/Vol_{t-1} \times 1_t(Crisis)$	0,010 (0,27)	0,002 (0,17)	0,018+ (1,75)	0,004 (0,22)	0,004 (0,48)	-0,009 (-1,18)
Constante	1,016** (3,43)	0,253** (2,80)	0,175*** (4,62)	0,562* (2,13)	0,261+ (1,94)	0,075 (1,01)
N	215	213	213	225	219	220
R ²	0,35	0,52	0,58	0,43	0,42	0,54
Grupo (país)	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF (año)	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF (país)	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

Fuente: Elaboración de los autores. Los datos provienen de WorldScope y abarcan desde 1980 hasta el 2010. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos (EF) por año y por país.

El cuadro resume el poder predictivo de $1/Vol$, $\Delta(1/Vol)$, la volatilidad de corte transversal ($CsVol$, el cambio en esta volatilidad ($\Delta CsVol$)), y su interacción con una *dummy* que indica una crisis en la fracción de firmas (1) que permanecen en el quintil 1; (2) que pasan del quintil 1 al quintil 2; (3) que pasan del quintil 1 al quintil 3; (4) que permanecen en el quintil 5; (5) que pasan del quintil 5 al quintil 4, y (6) que pasan del quintil 5 al quintil 3. Todas las fracciones se calculan para un único episodio económico (recesión con crisis, recesión sin crisis, período normal, período de crecimiento). La regresión se especifica como:

$$fr(Qx_{inicio} \rightarrow Qy_{fin})_{n,t} = \alpha_n + \beta' X_{n,t-1} + \gamma' X_{n,t-1} 1(Crisis)_{n,t} + \varepsilon + n,t$$

donde $X_{n,t} = (CsVol_{n,t-1}, \Delta CsVol_{n,t}, 1/Vol_{n,t-1}, \Delta(1/Vol)_t)'$ y $x, y \in \{1, \dots, 5\}$.

Entre paréntesis, estadísticos t robustos ajustados por grupo a nivel país. + $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Cuadro A3

Regresión predictiva – Reasignación a nivel país

	(1) Q1→Q1	(2) Q1→Q2	(3) Q1→Q3	(4) Q5→Q5	(5) Q5→Q4	(6) Q5→Q3
$\Delta CsVol_{t-4}$	0,066 (0,87)	0,012 (0,45)	-0,027* (-2,44)	0,046 (0,94)	-0,027 (-1,62)	-0,012 (-0,84)
$\Delta CsVol_{t-4} \times 1_t(Crisis)$	-0,244** (-3,49)	0,085* (2,46)	0,070 (1,63)	-0,002 (-0,02)	-0,035 (-0,91)	0,053+ (1,73)
$\Delta(1/Vol)_{t-4}$	0,050 (0,99)	-0,025 (-1,41)	-0,003 (-0,40)	-0,005 (-0,11)	0,005 (0,40)	-0,001 (-0,05)
$\Delta(1/Vol)_{t-4} \times 1_t(Crisis)$	-0,011 (-0,12)	-0,036 (-0,87)	-0,050 (-1,61)	-0,027 (-0,29)	0,012 (0,36)	0,021 (1,03)
$\Delta CsVol_{t-5}$	-0,036 (-0,33)	-0,008 (-0,27)	-0,007 (-0,43)	-0,029 (-0,43)	-0,001 (-0,04)	0,022 (1,07)
$\Delta CsVol_{t-5} \times 1_t(Crisis)$	-0,186 (-1,15)	0,075 (1,05)	-0,025 (-0,57)	-0,029 (-0,23)	0,032 (0,49)	0,039 (1,01)
$1/Vol_{t-5}$	0,001 (0,01)	0,001 (0,03)	-0,002 (-0,24)	0,001 (0,03)	-0,001 (-0,08)	0,008 (0,98)
$1/Vol_{t-5} \times 1_t(Crisis)$	-0,068* (-2,17)	-0,011 (-0,78)	0,009 (0,75)	-0,033 (-1,04)	-0,019 (-0,99)	-0,002 (-0,35)
Constante	0,993* (2,16)	0,303* (2,49)	0,156** (3,37)	0,567** (3,43)	0,290*** (4,24)	0,051+ (1,81)
N	170	169	168	180	175	175
R ²	0,43	0,56	0,71	0,51	0,54	0,69
Grupo (país)	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF (año)	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
EF (país)	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ

Fuente: Elaboración de los autores. Los datos provienen de WorldScope y abarcan desde 1980 hasta el 2010. Todas las especificaciones incluyen efectos fijos (EF) por año y por país.

El cuadro resume el poder predictivo de $1/Vol$, $\Delta 1/Vol$, la volatilidad de corte transversal ($CsVol$, el cambio en esta volatilidad ($\Delta CsVol$)), y su interacción con una *dummy* que indica una crisis en la fracción de firmas (1) que permanecen en el quintil 1; (2) que pasan del quintil 1 al quintil 2; (3) que pasan del quintil 1 al quintil 3; (4) que permanecen en el quintil 5; (5) que pasan del quintil 5 al quintil 4, y (6) que pasan del quintil 5 al quintil 3. Todas las fracciones se calculan para un único episodio económico (recesión con crisis, recesión sin crisis, período normal, período de crecimiento). La regresión se especifica como:

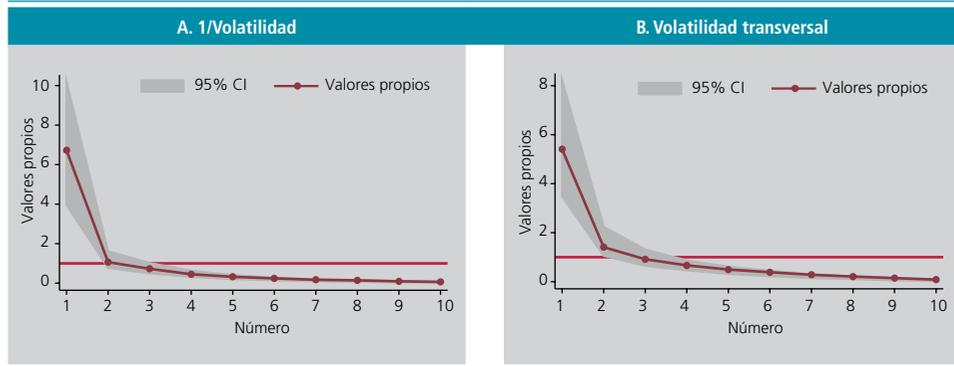
$$fr(Qx_{inicio} \rightarrow Qy_{fin})_{n,t} = \alpha_n + \beta' X_{n,t-1} + \gamma X_{n,t-4} 1(Crisis)_{n,t} + \varepsilon + n, t,$$

donde $X_{n,t-4} = (CsVol_{n,t-5}, \Delta CsVol_{n,t-4}, 1/Vol_{n,t-5}, \Delta(1/Vol)_{n,t-4})'$ y $x, y \in \{1, \dots, 5\}$.

Entre paréntesis, estadísticos t robustos ajustados por grupo a nivel país. + $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Gráfico B1

Análisis de componente principal – Eigen valores

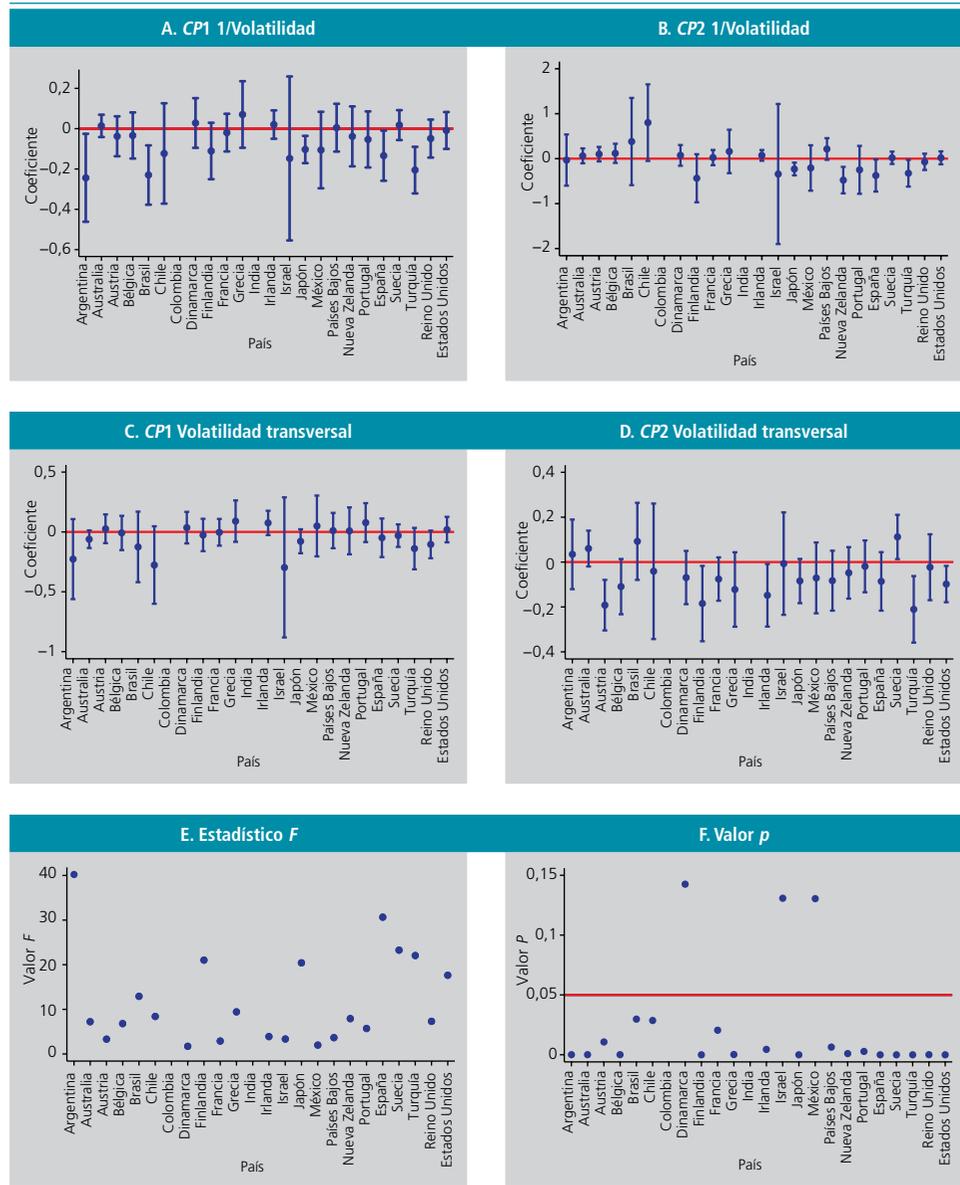


Fuente: Elaboración de los autores.

El gráfico resume los Eigen valores de los primeros diez componentes principales, junto con un intervalo de confianza de 95% para $1/Vol$ y $CsVol$.

Gráfico B2

Regresiones predictivas – Recesiones

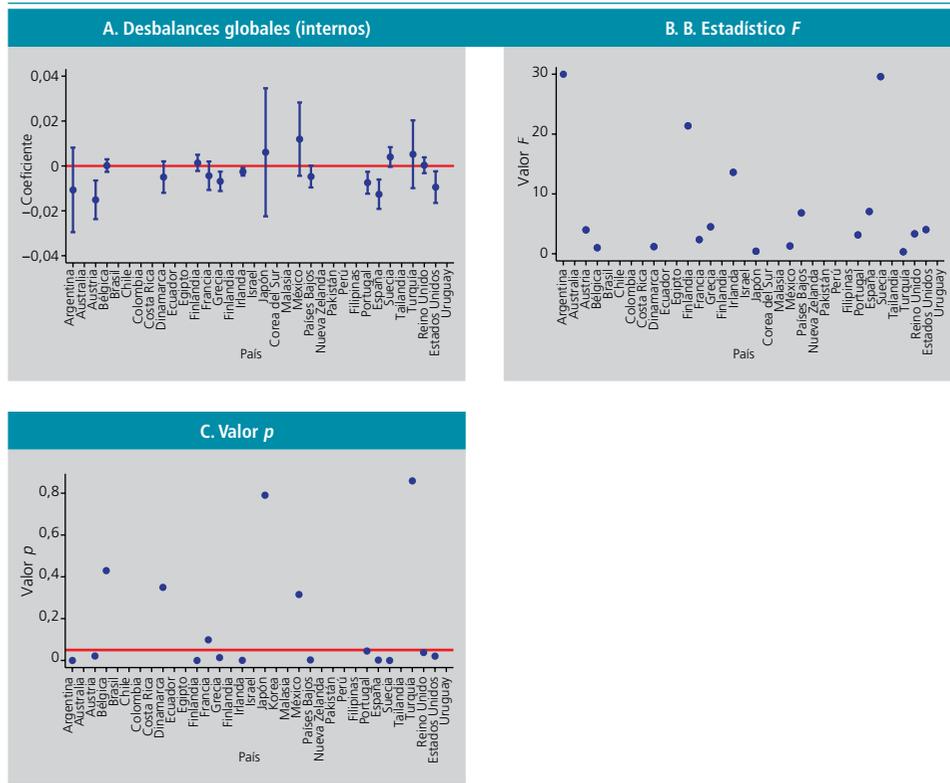


Fuente: Elaboración de los autores.

Las figuras A a D resumen el poder predictivo de los primeros dos principales componentes de 1/Vol y CsVol sobre la ocurrencia de recesiones. Se muestran las estimaciones punto de los coeficientes de la regresión junto con un intervalo de confianza de 95% alrededor de las estimaciones punto. Las figuras E y F muestran el estadístico F y el valor p de las regresiones, respectivamente. Todas las regresiones se corren a nivel de país, y los errores estándar se corrigen basados en Newey y West (1987) con un rezago. La regresión se especifica como: $1_t(Recesión) = \alpha + \beta'X_{t-1} + \varepsilon_t$, donde $X_{t-1} = (CP1(1/Vol_{t-1}), CP2(1/Vol_{t-1}), CP1(CsVol_{t-1}), CP2(CsVol_{t-1}), \Delta Crédito_{t-1}, \Delta PTF_{t-1}, \Delta PL_{t-1})'$.

Gráfico B3

Regresiones predictivas – Desbalances internos y recesiones con crisis

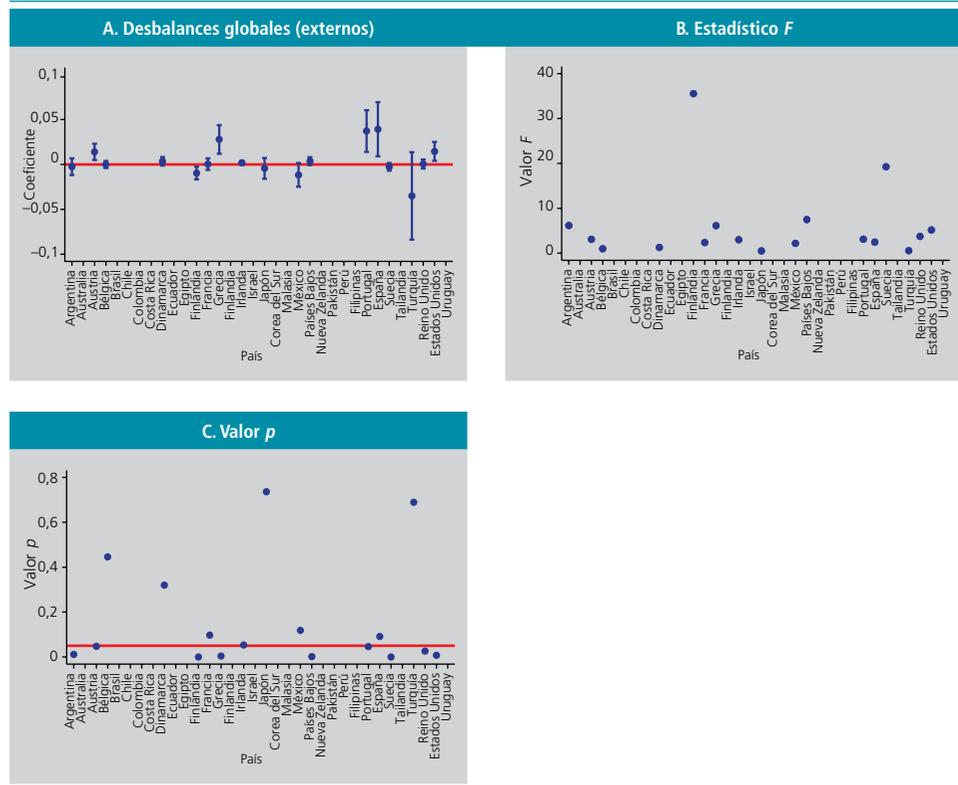


Fuente: Elaboración de los autores.

La figura A resume el poder predictivo de los desbalances globales denominados en la moneda local sobre la ocurrencia de recesiones con crisis. Se muestran las estimaciones punto de los coeficientes de la regresión junto con un intervalo de confianza de 95% alrededor de las estimaciones punto. Las figuras B y C muestran el estadístico F y el valor p de las regresiones, respectivamente. Todas las regresiones se corren a nivel de país, y los errores estándar se corrigen basados en Newey y West (1987) con un rezago. La regresión se especifica como: $1_{(Recesión \cap Crisis)} = \alpha + \beta' X_{t-1} + \varepsilon_t$, donde $X_{t-1} = (DG(INT)_{t-1}, \Delta Crédito_{t-1}, \Delta PT_{t-1}, \Delta PL_{t-1})$.

Gráfico B4

Regresiones predictivas – Desbalances externos y recesiones con crisis



Fuente: Elaboración de los autores.

La figura A resume el poder predictivo de los desbalances globales denominados en moneda extranjera local sobre la ocurrencia de recesiones con crisis. Se muestran las estimaciones punto de los coeficientes de la regresión junto con un intervalo de confianza de 95% alrededor de las estimaciones punto. Las figuras B y C muestran el estadístico F y el valor p de las regresiones, respectivamente. Todas las regresiones se corren a nivel de país, y los errores estándar se corrigen basados en Newey y West (1987) con un rezago. La regresión se especifica como: $1_t (Recesión \cap Crisis) = \alpha + \beta' X_{t-1} + \varepsilon_t$, donde $X_{t-1} = (DG(EXT)_{t-1}, \Delta Crédito_{t-1}, \Delta PTF_{t-1}, \Delta PL_{t-1})'$.



NOTAS DE INVESTIGACIÓN

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

EJERCICIO DE TENSION DE EMPRESAS: UNA APLICACIÓN AL SECTOR CORPORATIVO NO FINANCIERO CHILENO

Cristián Espinosa D.*
Jorge Fernández B.*
Francisco Vásquez L.*

I. INTRODUCCIÓN

Este artículo propone una metodología para estimar un ejercicio de tensión para el sector corporativo no financiero chileno. Esta se sustenta en una caracterización detallada de la deuda financiera individual de las firmas, a base de apéndices estadísticos compilados por la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS), los que fueron validados utilizando registros administrativos provenientes de la Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF) y del Banco Central de Chile (BCCh).

Los ejercicios de tensión son utilizados por diversos organismos para evaluar las vulnerabilidades del sistema financiero de un país. A modo de ejemplo, el Fondo Monetario Internacional (FMI) en su última Consulta del Artículo IV con Chile (2016), muestra los resultados sobre la solvencia de las empresas nacionales en un escenario económico externo adverso, concluyendo que las firmas con mayor exposición a Latinoamérica aumentan su probabilidad de incumplimiento. En tanto, Chow (2015) comenta la trayectoria del endeudamiento de las firmas en economías emergentes entre los años 2010 y 2014, así como la combinación de un escenario macroeconómico y financiero adverso, materializado en *shocks* de tasa, tipo de cambio y caída en las ganancias, puede afectar la capacidad de pago de las firmas.

* Gerencia de Estabilidad Financiera, Banco Central de Chile. Agradecemos los comentarios de Rodrigo Alfaro.

Un aspecto relevante en la confección de este tipo de ejercicios de tensión es disponer de una base de datos que permita transmitir de manera razonable los *shocks* supuestos a los resultados de las empresas. En nuestro conocimiento, en la única aplicación previa en Chile con este nivel de detalle, Rodríguez y Winkler (2007) utilizan información consolidada de balances proveniente de la Ficha Estadística Codificada Uniforme (FECU) así como de las notas complementarias, logrando caracterizar la deuda financiera por tipo, moneda y plazo a nivel de empresa. Con la entrada en vigencia de las normas contables IFRS¹ a partir del año 2009, la deuda financiera pasó a ser informada de manera más agregada y las notas complementarias de forma menos estandarizada. Con el objetivo de mantener el ejercicio de deterioro como una herramienta disponible para el monitoreo, se construyó una base de datos a nivel de firma entre los años 1995 y el 2015, utilizando información proveniente de estados financieros individuales hasta el año 2008 (FECU) y en forma posterior apéndices estadísticos compilados por la SVS. Por este motivo, una de las mayores innovaciones de este documento es que, mediante la homologación de diversas fuentes, logramos caracterizar en detalle la deuda financiera y los activos de las empresas y de esta forma aplicar *shocks* diferenciados de tasas de interés, monedas y actividad.

Los resultados muestran que el *shock* más preponderante en el resultado final corresponde al de actividad, mientras que los efectos provenientes del *shock* de tasa y tipo de cambio son marginales en la rentabilidad. Lo anterior se explica por una situación base en la que las empresas presentan un bajo costo de financiamiento, una deuda financiera estructurada principalmente en el largo plazo y un acotado descalce cambiario. En términos de números, el porcentaje de activos con pérdidas alcanza a 34% al final de la proyección comparado con 12% en el período base, mientras que el porcentaje de deuda financiera de empresas con una cobertura menor de dos veces llega a 70%, nivel que alcanza 39% en el año base. Dichos niveles son comparables a los exhibidos durante la crisis asiática; no obstante, a fines de los noventa existía una mayor concentración de deuda financiera y activos en pocos sectores, mientras que el impacto del ejercicio de tensión está más diversificado en términos sectoriales.

Estos resultados difieren de los reportados por Rodríguez y Winkler (2007) en cuyo trabajo luego de la aplicación de los *shocks*, el porcentaje de deuda en empresas con cobertura menor que uno alcanza 13,5%, cifra menor que el 42% reportado en este documento². Esta diferencia podría explicarse por la utilización en dicho trabajo de información financiera consolidada. Entendemos que el descalce a nivel individual puede que no sea representativo de la exposición a las variaciones de tipo de cambio a nivel consolidado. Consideramos que es difícil proyectar un deterioro a nivel consolidado dado que no se dispone del detalle de las deudas, ingresos por área geográfica (local/externa), monedas y cobertura.

¹ Normas Internacionales de Información Financiera (IFRS, por su sigla en inglés). La normativa anterior correspondía a los Principios de Contabilidad Generalmente Aceptados (PCGA).

² Rodríguez y Winkler (2007) consideran solo la deuda bancaria local, mientras que nuestro indicador considera la deuda financiera total.



Al contrario, a nivel individual podemos validar la información financiera con registros administrativos y se simplifican los supuestos relacionados con ingresos y cobertura de moneda.

Por el lado de los supuestos, estimamos que estos no hacen gran diferencia y creemos que utilizando los mismos *shocks* se reforzarían nuestras conclusiones. Sin embargo, puede haber una diferencia en la forma en que se traslada a resultados los efectos de las variaciones cambiarias. No contamos con suficiente información para precisar dichas diferencias. En Rodríguez y Winkler (2007) el efecto del *shock* tipo de cambio da cuenta de gran parte del deterioro observado en los indicadores financieros, sin embargo no se dimensiona dicho efecto en relación con los provenientes del *shock* de actividad y de tasa de interés. Existen otras diferencias metodológicas menores que se detallan en el punto 5 de la sección Metodología. Con la finalidad de facilitar la comprensión de este artículo, en la referida sección II de Metodología y en los anexos correspondientes se presenta un ejemplo y las derivaciones matemáticas que permiten entender en detalle cómo los *shocks*, afectan los resultados y los indicadores financieros de las firmas. Adicionalmente, en la sección III de Datos presentamos las principales características descriptivas de la muestra que estimamos ayudan a explicar los resultados posteriores.

Por otra parte, Chow (2015) define un indicador de deuda en riesgo como el porcentaje de deuda financiera de empresas con cobertura menor de 1,5 veces sobre la deuda financiera total. Este alcanza un nivel de entre 15% y 22%, el que depende del escenario de riesgo analizado. Esta cifra es inferior a los resultados obtenidos en el presente ejercicio, donde dicho porcentaje llega a 53%. Esto podría explicarse, entre otras razones, por las diferencias metodológicas relacionadas con la utilización de datos financieros consolidados e información agregada para calcular la exposición en moneda extranjera por firma. La metodología y resultados deben ser considerados como una herramienta más dentro de la evaluación y monitoreo de las firmas. La muestra utilizada solo considera firmas SVS a nivel individual, por lo que una parte importante de la deuda no está siendo considerada en este ejercicio³. Todo lo anterior indica que los resultados deben ser complementados con el buen juicio y criterio del lector para evaluar el impacto final de estos cambios en los resultados financieros en las empresas.

II. METODOLOGÍA

1. Definición

El ejercicio de tensión es una técnica que mide la vulnerabilidad de un portafolio, una institución o un sistema financiero completo bajo diferentes eventos o

³ Según el Informe de Estabilidad Financiera del primer semestre del 2015, las firmas que reportan a la SVS representan el 17% de la deuda bancaria local y el 35% de la deuda total.

escenarios hipotéticos (FMI; 2012). En este documento buscamos identificar cuán sensibles son los resultados del sector corporativo no financiero frente a *shocks* macroeconómicos y financieros que se describen en detalle en el punto 3, más adelante.

2. Fuentes de información

Un problema común en la aplicación de los ejercicios de tensión al sector corporativo dice relación con la dificultad de disponer de una base de datos que permita transmitir razonablemente bien los *shocks* propuestos a los balances y resultados. Lo anterior explica la ausencia de un modelo estándar dentro de la literatura y más bien el desarrollo de modelos específicos basados en la información disponible en cada caso⁴.

Este trabajo no es la excepción. A partir del año 2009, con la entrada en vigencia de las normas IFRS, las firmas ya no tienen la obligación de informar sus estados financieros individuales. No obstante, es posible recolectar información financiera individual de las firmas revisando las notas a los estados financieros consolidados que se publican en la página de la SVS. Sin embargo, esta es una tarea altamente costosa y hay reportes donde no se individualiza a la empresa deudora, lo que no permite obtener en detalle los pasivos financieros. En este sentido, una de las principales contribuciones de este documento es lograr una caracterización sistematizada de la deuda financiera individual utilizando los apéndices estadísticos compilados por la SVS (cuadro 1). Estos permiten darle cierta continuidad a la información que antes se informaba vía FECU, sin embargo no corresponden a información auditada, por lo cual utilizamos registros administrativos provenientes de la SBIF y del BCCh para validarla. De esta forma, logramos confeccionar una base de datos en la cual se detalla gran parte de la deuda financiera y de los activos. Lo anterior permite aplicar *shocks* diferenciados de tasas de interés, monedas y actividad a nivel de cada empresa^{5,6}.

⁴ En la subsección 5 se realiza una comparación en más detalle de este documento con otras metodologías.

⁵ Para mayor información respecto a las bases de datos utilizadas y la metodología de validación de la deuda financiera, ver apéndice A.

⁶ La información individual tiene la desventaja de doble contabilizar las inversiones en filiales e incluir transacciones entre empresas relacionadas, en caso que matriz y filial estén en la muestra. Sin embargo, nos permite validar la deuda financiera en términos de monto, plazo y moneda. En el caso de la información consolidada, no se dispone fácilmente del detalle de deudas, ingresos por área geográfica (local/externa), monedas y cobertura, lo que dificulta proyectar un deterioro a este nivel.

**Cuadro 1****Detalle de información que entregan los apéndices estadísticos SVS (2009-2015) (*)**

Estados financieros consolidados	Apéndices estadísticos individuales	
	Estados financieros	Apéndices financieros (*)
Información individual pública (parcial)		
Otros pasivos financieros corrientes	Otros pasivos financieros corrientes	Deuda bancaria local de corto plazo Deuda bancaria externa de corto plazo Deuda bonos local de corto plazo Deuda bonos externa de corto plazo
Otros pasivos financieros no corrientes	Otros pasivos financieros no corrientes	Deuda bancaria local de largo plazo Deuda bancaria externa de largo plazo Deuda bonos local de largo plazo Deuda bonos externa de largo plazo
Activos totales	Activos totales	Activos en dólares
EBIT	EBIT	

Fuente: Elaboración propia.
(*) Información validada utilizando registros administrativos de la SBIF y BCCh.

3. Shocks propuestos

El período base del ejercicio es el cierre del año 2015 y los tres riesgos contemplados son: *shocks* de actividad, de tasa y de tipo de cambio, que se aplican en un horizonte temporal de tres años (cuadro 2). Los efectos en los resultados se medirán a través del indicador de rentabilidad ácida, medida como EBIT (utilidad antes de gastos financieros e impuestos) menos gastos financieros anuales sobre activos totales y cobertura de intereses, medida como la razón de EBIT sobre gastos financieros anuales.

Para calibrar el *shock* de actividad, se utilizó como referencia la caída observada en rentabilidad entre los años 2010 y 2012, el cual es uno de los períodos de mayor baja después de la crisis asiática⁷. Se optó por modelar de esta forma el impacto de una caída en actividad por la baja en la correlación entre el PIB y los resultados de las empresas SVS desde mediados de la década del 2000⁸.

7 Entre los años 2010 y 2012, la rentabilidad media anual de las empresas cayó 1.8 pp, caída que se distribuyó de manera uniforme en los tres años de proyección. Se pueden considerar otros períodos, (ej.; 2012–2014, pero los resultados no varían de manera importante.

8 Tal como se aprecia en el gráfico 1 (A), la caída del PIB en el 2009 no se correlacionó con una caída de magnitud similar en el resultado de las empresas SVS. Si se utiliza un plazo de 10 años, la correlación entre el PIB y el resultado de las empresas SVS alcanza a 0,85 el año 2006, y a 0,4 al año 2015. La mayor inversión de las empresas en otros países y el cambio en las normas contables podrían explicar esta baja en el poder explicativo del PIB en las empresas que reportan a la SVS. Resultados similares se observan al utilizar el PIB no minero.

Cuadro 2

Magnitud de los *shocks* por horizonte de tiempo

Tipo de <i>shock</i>	1er. año	2do. año	3er. año
Actividad (puntos porcentuales)	-0,6	-0,6	-0,6
Tasa: Deuda en bonos (puntos base) (1)		250	250
Tasa: Deuda bancaria (puntos base) (2)		100	150
Tipo de cambio (porcentaje)	20%	20%	

Fuente: Elaboración propia.
 (1) El supuesto de aumento de tasa para la deuda mantenida en bonos afecta solo los vencimientos de corto plazo.
 (2) El supuesto de aumento de tasa para la deuda bancaria afecta cada año a la porción de corto plazo y a la mitad de la deuda de largo plazo, que se asume se debe renovar.

Este *shock* es diferenciado por sector económico de acuerdo con la variabilidad histórica observada. Los supuestos de aumento de tasas están en línea con las variaciones promedio históricas de la tasa comercial y la tasa real de bonos reportadas por Espinosa y Fernández (2015)⁹. Los movimientos de tipo de cambio proyectados tienen sustento empírico en los datos, dadas las depreciaciones del tipo de cambio en los períodos más recientes¹⁰.

4. Metodología de cálculo y mecanismos de transmisión: un ejemplo

Para facilitar la exposición, se ilustrará con un ejemplo la manera en que cada uno de los *shocks* se transmite a las distintas partidas del balance, a los resultados y a los indicadores financieros. En nuestro ejemplo, se asume que dos tercios de la deuda financiera corresponde a deuda bancaria local de corto plazo, mientras que el tercio restante es deuda mantenida en bonos externos de largo plazo (cuadro 3). Por su parte, la empresa no utiliza derivados de moneda para cubrir sus pasivos externos y, adicionalmente, la mitad de los activos totales son en dólares. De manera simplificada, se asumirá que la empresa está afectada a los *shocks* del segundo año de proyección, vale decir, una caída del ROA de 0,6 puntos porcentuales (pp), un aumento de 100 puntos base (pb) de la deuda bancaria (dado que no tiene vencimientos de bonos de corto plazo, no está afectada al alza de tasa de bonos) y una depreciación del 20%.

⁹ Ver gráfico 5 en dicho documento. En este documento (cuadro 2), la tasa de interés de la deuda bancaria de corto y largo plazo se suponen contratadas a una tasa fija, ya que no se cuenta con mayor información que se pueda procesar con cierto nivel de confiabilidad respecto del detalle las tasas de los créditos. En la deuda de corto plazo y la porción del largo a renovar, el efecto de un ajuste de tasas se refleja al momento de la renovación de los créditos al cierre del segundo y tercer años.

¹⁰ Según datos publicados por el Banco Central, la depreciación anual del tipo de cambio promedio, para el año 2014, 16%, y para el 2015, 14%.



Cuadro 3

Ejemplo del mecanismo de transmisión de *shocks* (1) (2)

Partidas contables (UM)	Base	Efecto individual			Efecto conjunto
		Actividad	Tasa	TC	
Deuda bancaria local cp	100	100	100	100	100
Deuda bonos externa lp	50	50	50	60	60
Activos totales	200	200	200	210	210
EBIT	20	18,8	20	21	19,8
Gastos financieros	2,0	2,0	3,0	2,1	3,1
ROA (%)	10	9,4	10	10	9,4
ROA ácido (%)	9,0	8,4	8,5	9,0	7,9
Cobertura (veces)	10	9,4	6,7	9,84	6,3

Fuente: Elaboración propia.

(1) Principales supuestos. Actividad: caída del ROA de 0,6 pp. Tasa de interés: aumento de 100 pb de la deuda de corto plazo y de largo plazo a renovar. Tipo de cambio: depreciación del 20%. Firma no utiliza derivados de moneda para cubrir sus pasivos externos y el 50% de sus activos está en dólares.

(2) ROA definido como EBIT (utilidad antes de gastos financieros e impuestos) sobre activos totales. ROA ácido definido como EBIT (utilidad antes de gastos financieros e impuestos) menos gastos financieros anuales sobre activos totales. Cobertura de intereses, medida como la razón de EBIT sobre gastos financieros anuales.

En el escenario base, esta empresa mantiene un ROA de 10%, por lo que el *shock* de actividad reduce dicho indicador en 0,6 pp., ubicándolo en 9,4%. El nivel de EBIT coherente con dicho ROA es de 18,8 Unidades Monetarias (UM). La reducción del EBIT (desde 20 UM en el escenario base) impacta negativamente tanto en el ROA ácido como en la cobertura. Respecto del *shock* de tasa, dado que la empresa no mantiene deuda bancaria de largo plazo ni bonos que renovar, solo la deuda bancaria de corto plazo está afecta al aumento de tasa de 100 pb. Por ende, el aumento de los gastos financieros es proporcional al monto de deuda bancaria de corto plazo por el aumento de tasa. Así, los gastos financieros se elevan a un monto de 3 UM, reduciendo el ROA ácido y la cobertura de intereses. Finalmente, el *shock* de tipo cambio (20% de depreciación) tiene un efecto en múltiples variables. En primer lugar, aumentan los activos en dólares de manera proporcional al alza del tipo de cambio. Como una medida de acidez adicional, solo consideramos 50% de dicho incremento, por lo que los activos en dólares aumentarían desde 100 UM hasta 110 UM (en vez de llegar a 120 UM). El EBIT aumenta en la misma proporción, manteniendo constante el nivel del ROA en 10%. Sin embargo, dado que la empresa posee deuda externa en bonos, dicho monto se revaloriza de acuerdo con el alza del tipo de cambio por el porcentaje de descalce cambiario. Como la empresa no tiene coberturas cambiarias, el aumento de deuda es completo, revalorizándose en 20%, lo que implicó que la deuda externa variase de 50 UM a 60 UM. El alza de deuda tiene como consecuencia un incremento de los gastos financieros externos, los que se calculan como el diferencial de deuda en bonos externos sobre la deuda total inicial, por los gastos financieros del escenario base. La depreciación tiene resultados mixtos en la cobertura de intereses, ya que, por una parte, aumenta el EBIT, pero, por otra, también suben los gastos financieros. En este caso, la

cobertura disminuye respecto del escenario base. Sin embargo, si la deuda de bonos hubiese sido inferior a un monto de 33 UM, la cobertura de intereses habría aumentado, porque a partir de ese punto el alza en los gastos financieros sería menor que la revalorización del EBIT ya comentada. Por último, el efecto conjunto considera todos estos *shocks* simultáneamente y refleja una caída en cada uno de los indicadores financieros¹¹.

Es importante hacer notar que los efectos sobre las partidas contables y, por ende, de los indicadores financieros analizados del ejemplo, dependen de las características de cada empresa. En el cuadro anterior, si la firma hubiese cubierto su deuda con derivados cambiarios, no se produciría una revalorización de la deuda externa en bonos. Por lo tanto, dicha empresa no experimentaría un alza de su endeudamiento a diferencia del ejemplo del cuadro y, además, experimentaría una transición más suave en sus indicadores financieros. Dicha diferencia en los resultados surge de la manera en que se modelan los *shocks* en la metodología propuesta en este documento. En este sentido, una contribución importante de esta nota es que explota la heterogeneidad de los datos y obtiene respuestas diferenciadas para cada uno de los *shocks* aplicados a nivel de empresa. Esto entrega riqueza a los resultados al reconocer que las firmas presentan características distintas entre sí. Esto se aprecia en el apéndice C, donde se grafica la distribución del incremento porcentual de la deuda financiera y de los gastos financieros luego de la simulación. El gráfico muestra que los cambios no son homogéneos en la distribución de las firmas.

5. Comparación con otras metodologías

El ejercicio propuesto en este documento se diferencia de Rodríguez y Winkler (2007) en términos metodológicos y en relación con la transmisión a resultados de las variaciones cambiarias. En dicho trabajo se utiliza información financiera consolidada. Entendemos que el descalce a nivel individual puede no ser representativo de la exposición a las variaciones de tipo de cambio a nivel consolidado. Consideramos que es difícil proyectar un deterioro a este nivel ya que no se dispone del detalle de las deudas, ingresos por área geográfica (local/externa), monedas y cobertura. Los reportes financieros individuales tienen la desventaja de duplicar la contabilidad de las inversiones en filiales e incluir transacciones entre empresas relacionadas, en caso que matriz y filial estén en la muestra. Sin embargo, nos permiten validar la deuda financiera en términos de montos, plazos y moneda, simplificando además los supuestos relacionados con ingresos y cobertura de moneda.

Respecto de los supuestos utilizados, estimamos que no hacen gran diferencia y creemos que utilizando los mismo *shocks* se reforzarían nuestras conclusiones (mayor detalle, en sección IV, Resultados). Sin embargo, pueden existir diferencias en relación con la transmisión en resultados del efecto de una depreciación

¹¹ Para mayor información acerca de los mecanismos de transmisión de shocks, ver el apéndice matemático del apéndice B.



cambiaría, proceso para el que no tenemos el detalle de cómo se realiza. Se debe señalar que esta transferencia puede variar de acuerdo a cómo se considere el uso de derivados y si la empresa utiliza contabilidad de cobertura o no¹².

Finalmente, se debe mencionar que en el escenario base de Rodríguez y Winkler (2007) el descalce cambiario de las empresas –al menos de manera individual– es mayor en comparación al nuestro y que existen diferencias en la calibración del *shock* de actividad, ambos aspectos que pueden estar influyendo en las diferencias observadas en los resultados finales. El año 2016 el descalce agregado era de 2% de los activos, en el 2015 era de menos 3%, es decir, las empresas tenían más activos que pasivos en dólares en nuestro año base, incluyendo los derivados de cobertura. En segundo lugar, en relación al impacto de la actividad sobre los resultados proyectados de las empresas existe una diferencia, ya que hasta esa fecha, las empresas presentaban una correlación mayor entre sus resultados y el PIB (gráfico 1A), mientras que en los últimos años esta relación se ha disipado, por lo que en nuestro caso para calibrar el *shock* de actividad, utilizamos como referencia, la caída observada en rentabilidad entre los años 2010 y 2012.

A un nivel más general, Chow (2015) centra su análisis en una muestra de firmas de economías emergentes y estima la deuda, cobertura e ingresos en moneda extranjera de manera agregada. En el ejercicio de proyección y utilizando información histórica promedio para la muestra de países durante la crisis financiera, se supone un incremento a un año de 30% en los costos de financiamiento, 20% de caídas en las ganancias y una depreciación contra el dólar de 30%. Se asume una cobertura natural para las empresas basado en datos de ventas en moneda extranjera por país y una cobertura correspondiente a 50% de los gastos financieros asociados a deuda en moneda extranjera. A diferencia de Chow (2015), nuestra caracterización es individual a nivel de empresa, lo que entrega heterogeneidad en los resultados.

12 En un caso perfectamente cubierto por derivados, la adopción de la contabilidad de cobertura permite a la empresa reconocer los cambios en el valor razonable de los instrumentos derivados en las mismas cuentas de resultados donde se registran los cambios de valor de la partida cubierta o dentro de patrimonio hasta el momento de liquidación de dicha partida. En el otro extremo, es decir, sin ninguna cobertura, la variación se reflejará en los resultados de cada período, por lo que el efecto en el EBIT sería mayor que el presentado aquí. En nuestro caso consideramos que el efecto del cambio en el valor de la deuda no cubierta se traspasa a resultados de la misma forma que el año base, el 2015, pues utilizamos ese margen en la estimación, el cual ya incorpora una depreciación efectiva de 14% ese año. Este supuesto conlleva un problema al ajustar el ROA proyectado, pues el efecto cambiario implícito en resultados se afecta de igual forma, es decir, se hace menor en proporción. Mantenemos este supuesto, ya que consideramos que es un efecto de segundo orden además del alto costo que implicaría replicar el efecto cambiario a nivel de empresa, el cual no se encuentra estandarizado en las notas.

III. DATOS

A diciembre del 2015, se dispone de un total de 359 empresas, las que contabilizan 6.300 millones de UF en activos y 1.600 millones de UF en deuda financiera. En el análisis se excluyen los sectores de minería, servicios financieros y empresas estatales¹³.

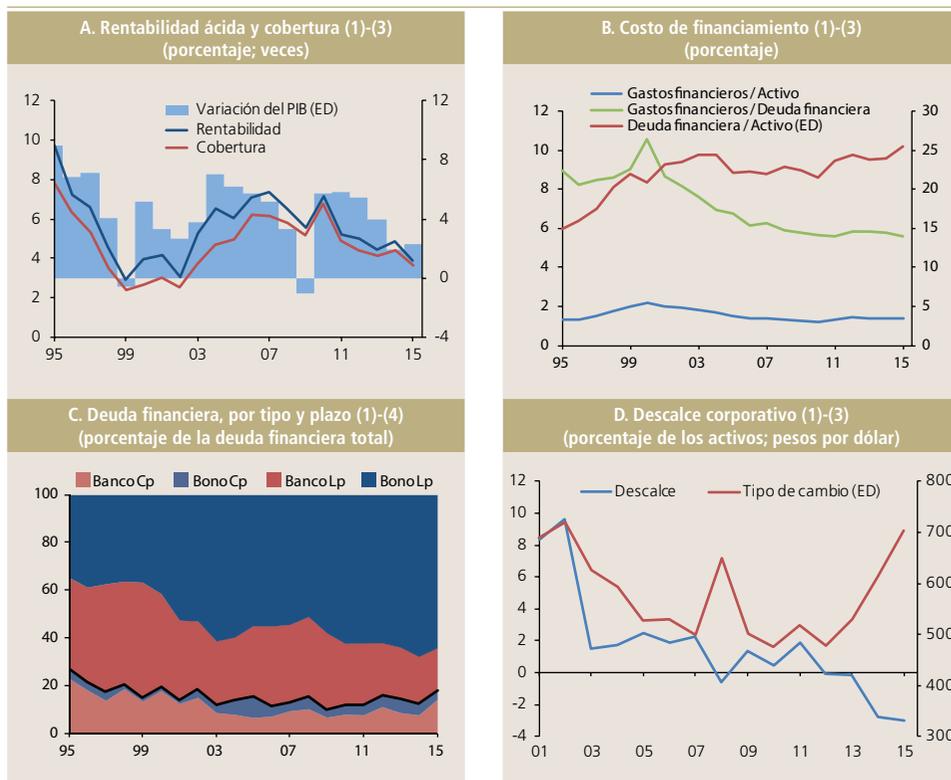
Como se aprecia en el gráfico 1, desde que se cuenta con información, a fines de los 90 se produce la mayor caída en rentabilidad ácida en el sector corporativo. En promedio, el año 1995 la rentabilidad ácida alcanzó 9,7%, mientras que a fines del año 1999, esta no superó el 2,9%, representando de esta forma una caída de casi 7 pp entre ambas fechas. De manera más reciente —pero en menor escala— entre los años 2010 y 2012, la rentabilidad pasó de 7,2 a 5%, exhibiendo una caída promedio de 2,2 pp. Esta última será la referencia a utilizar en el ejercicio debido a la similitud observada con el año base (2015) en términos de distribución de los activos por sector económico. En línea con lo anterior, la cobertura de intereses —medida como la razón de EBIT sobre gastos financieros— muestra caídas importantes entre los años 1995–1999 (desde 8 hasta 2,4 veces), 2010–2012 (de 6,8 a 4,4 veces) y 2013–2015 (de 4,1 a 3,6 veces). El nivel de cobertura del último año es menor al máximo observado entre el 2003 y el 2010, pero se encuentra en niveles superiores a lo observado entre fines de los 90 y comienzos del 2000.

A diciembre del 2015, el costo de financiamiento de las firmas —medido como gastos financieros sobre deuda financiera— alcanzó a 6%, cifra bastante menor que el promedio histórico, especialmente en el año 2000 cuando alcanzó un máximo de 11%. Como información adicional, a igual fecha, la deuda de largo plazo representaba 82% de la deuda financiera total, proporción que ha ido en aumento en relación con años anteriores, principalmente por la mayor participación de bonos dentro de la estructura de financiamiento. Finalmente, las empresas han sido activas en términos de cobertura frente a las depreciaciones cambiarias observadas, lo que se ha traducido en un indicador de descalce cambiario —definido como pasivos en dólares, menos activos en dólares y posición neta en derivados, sobre activos totales— con respecto al dólar que no supera -3% de los activos, cifra bastante acotada considerando la depreciación acumulada desde el año 2013 a la fecha.

13 Las empresas mineras se excluyen ya que el número de firmas reportantes es limitado y además poseen una rentabilidad y cobertura de intereses muy por encima del promedio de mercado, lo que podría sesgar los resultados. Los servicios financieros no se consideran ya que el análisis se centra en las empresas productivas y, finalmente, las empresas estatales exhiben un comportamiento diferente al del resto del sector corporativo. Esto fue especialmente notorio durante la crisis subprime y en particular durante el año 2008, cuando los resultados de este grupo de empresas estuvo muy por debajo del resto. Para mayor información acerca del grupo de empresas excluidas, ver Espinosa y Fernández (2015).

Gráfico 1

Evolución histórica de indicadores financieros individuales del sector corporativo



Fuente: Elaboración propia a base de información de la SVS.

(1) Datos individuales al cierre de cada año.

(2) No considera empresas estatales, mineras ni financieras.

(3) Existen problemas de reporte durante los años 2009 y 2010, debido a la transición de normas contables FECU a IFRS.

(4) La línea continua separa la deuda de corto plazo de la de largo plazo.

IV. RESULTADOS

El *shock* más preponderante sobre los resultados corresponde al de actividad (cuadro 4). Este contempla únicamente el efecto de la variación del EBIT sobre los resultados y refleja una disminución de 1,8 pp de la rentabilidad en tres años coherente con el *shock* aplicado. Respecto al escenario de alza de tasas de interés, el efecto en resultados fue de tan solo -0.2 pp en igual período. Esta cifra se sostiene en el hecho de que, a diciembre del 2015, las empresas presentan un costo de financiamiento acotado, lo que junto a una deuda estructurada principalmente en el largo plazo, da por resultado que los incrementos supuestos de tasas afectan marginalmente los resultados (gráfico 1B y 1C). Esto es coherente con Espinosa y Fernández (2015), donde se muestra que el costo de financiamiento del sector se estabilizó a partir del año 2007 en torno a 6%, y que los posteriores aumentos de tasas no afectaron estas empresas de manera abrupta.

El efecto de tipo de cambio afecta al ROA ácido a través de tres canales: activos, EBIT y gastos financieros. El efecto neto en el resultado se materializó en una baja de 0,2 pp respecto del ROA ácido inicial, cifra que si se compara con el efecto de actividad, es de baja magnitud. Esto se debe a que el sector corporativo ha mantenido en promedio, una posición calzada entre el peso y el dólar (gráfico 1D). Esto implica una disminución en el efecto de transmisión de depreciaciones cambiarias hacia alzas de gastos financieros, y podría ser una de las razones del bajo impacto de este *shock*. Esto difiere de los resultados descritos por Rodríguez y Winkler (2007), en que argumentan que este *shock* es el que posee mayor incidencia en las variables financieras. En su artículo, ellos asumen (en su escenario más adverso) un aumento del tipo de cambio de 28%. Si bien en nuestra calibración se supone una depreciación de 40%, los resultados obtenidos en su trabajo podrían explicarse por el hecho de que el descalce cambiario en el 2007 fue mayor que el del 2015 y por el tratamiento de las diferencias de cambio en resultados.

En un análisis por tramos de rentabilidad ácida, se observa que a diciembre del 2015, el porcentaje de activos de empresas con pérdidas (gráfico 2A, ROA ácido menor que cero) alcanzó a 12% de los activos totales del sector corporativo, mientras que al final de la proyección acumuló 34%, porción similar a la observada en el año 1999, momento en el que se produjo la mayor caída en rentabilidad durante el período estudiado. Hemos utilizado la dimensión temporal del indicador y el porcentaje de los activos como un *benchmark*, tras la aplicación de los *shocks*. Esto, dada la ausencia de dicha métrica en la literatura convencional. El mayor incremento anual se presenta al inicio de la proyección, entre diciembre del 2015 y el 2016, al duplicarse la porción de activos con pérdidas. Respecto de la rentabilidad bajo 3%, a diciembre del 2015, registraba 37% de los activos, mientras que al final de la proyección dicho monto asciende a 67%. Esto se explica por la gran masa de activos de empresas con rentabilidad entre 3% y 6%, a diciembre del 2015 (apéndice D), las que luego de verse impactadas empeoraron sus indicadores financieros.

Cuadro 4

Variación de rentabilidad ácida al final de la proyección en relación con el escenario base por tipo de *shock* (1) (2)

(puntos porcentuales)

<i>Shock</i>	Efecto
Actividad	-1,8
Tasa	-0,2
Tipo de cambio	-0,2
Total	-2,1

Fuente: Elaboración propia a base de información de la SVS.

(1) Cifras corresponden a la diferencia entre el ROA ácido proyectado y el de diciembre del 2015.

(2) Simulación no considera empresas estatales, mineras ni financieras.



Por su parte, la cobertura de intereses es especialmente dinámica en los tramos de cobertura por debajo de dos veces. Entre el 2015 y el 2018, dicho tramo varió de 39 a 70% de la deuda financiera. Esto implica que más de dos tercios de la deuda financiera quedó concentrada en niveles bajos de cobertura al final del período de proyección (apéndice D). Estos resultados difieren de los reportados por Rodríguez y Winkler (2007). En su artículo, enfocan el análisis en el porcentaje de deuda financiera de empresas con cobertura por debajo de uno, cifra que es inferior al resultado que muestra este trabajo. Dicho porcentaje alcanza 13,5%, mientras que, en nuestra proyección, registra 42%. No obstante, estos resultados no son totalmente comparables, ya que ellos centran su análisis en el porcentaje de deuda bancaria local, mientras que en esta nota lo hacemos sobre la deuda financiera total. Por otra parte, los resultados de Chow (2015) muestran que el porcentaje de deuda en riesgo para Chile varía entre 15 y 22%, dependiendo del escenario de riesgo bajo análisis. En tanto, en nuestro ejercicio, el nivel de deuda financiera bajo un nivel de cobertura de 1,5 veces es mucho mayor, alcanzando a 53% al final de la proyección. Este resultado podría explicarse tanto porque la magnitud de los *shocks* es mayor en nuestra calibración que en la de Chow¹⁴, como por las diferencias metodológicas entre ambos estudios.

Respecto a la comparación histórica, es importante notar que, tanto al final de la proyección como en el año 1999, la deuda financiera que acumulaban las firmas con una cobertura menor de dos veces es cercana a 70%. A pesar de que los resultados muestran similitudes con la crisis asiática, cabe destacar que la situación corporativa en el país era totalmente distinta, dado que las rentabilidades promedio eran mucho más altas que las actuales y existía una mayor concentración de deuda financiera y activos en pocos sectores¹⁵. A diferencia de lo anterior, el deterioro está diversificado entre sectores y empresas.

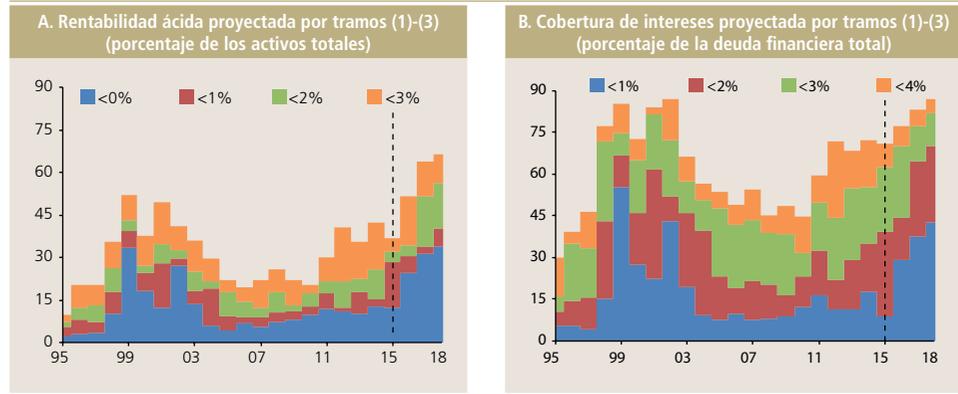
Coherente con lo presentado en el cuadro 4, el *shock* de actividad es el que predomina en el efecto conjunto cuando descomponemos los resultados para las empresas con pérdidas y aquellas con una cobertura inferior a dos veces (gráfico 3). Es importante notar que el porcentaje de activos de empresas con pérdidas se eleva de manera importante a raíz del *shock* de tasa de interés y tipo de cambio en el primer año de proyección, alcanzando a 20%, mientras que el efecto conjunto aumenta en 24%. Esto se debe a una empresa que concentra una porción importante de los activos, la cual presenta un ROA ácido marginalmente positivo, pasando a tener pérdidas al primer año. Por otra parte, a diferencia del caso anterior, en el umbral de cobertura de intereses menor de dos veces, no se observa una reacción importante frente al efecto de tasa y tipo de cambio. En efecto, a diciembre del 2018, el porcentaje de deuda financiera a raíz de estos *shocks* alcanza a 43%, mientras el conjunto alcanza a 70%.

¹⁴ Esto se cumple en los tres *shocks* analizados, es decir, tasa, actividad y tipo de cambio. Por ejemplo, Chow aplica un *shock* de 20% a los ingresos, mientras que, en nuestra calibración, alcanza un 46%. En términos del tipo de cambio, la depreciación es de 30%, en tanto en nuestro caso llega a 40%.

¹⁵ Para mayor información, véase Espinosa y Fernández (2015).

Gráfico 2

Evolución histórica y proyección bajo un escenario de deterioro de empresas



Fuente: Elaboración propia a base de información de la SVS.

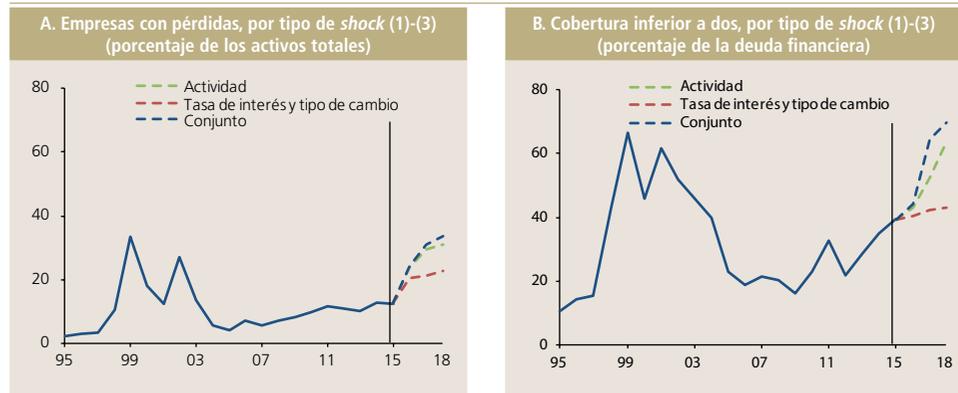
(1) Datos individuales en frecuencia anual. La proyección contempla un horizonte de tres años.

(2) No considera empresas estatales, mineras ni financieras.

(3) Existen problemas de reporte durante el año 2009 debido a la transición de normas contables FECU a IFRS.

Gráfico 3

Evolución histórica y proyección bajo distintos escenarios de deterioro de empresas



Fuente: Elaboración propia a base de información de la SVS.

(1) Datos individuales en frecuencia anual. La proyección contempla un horizonte de tres años.

(2) No considera empresas estatales, mineras ni financieras.

(3) Existen problemas de reporte durante el año 2009 debido a la transición de normas contables FECU a IFRS.

Lo más destacable en los resultados es que las empresas presentan una resiliencia significativa ante un deterioro importante de las condiciones crediticias y cambiarias. Los factores detrás de esto son, un costo de financiamiento



acotado, deuda estructurada principalmente en el largo plazo y un bajo nivel de descalce cambiario en el sector corporativo. Como consecuencia, la mayor parte del deterioro observado en los indicadores se explica por una caída en la rentabilidad, similar a la experimentada entre los años 2010 y 2012. Los resultados a tres años muestran que el porcentaje de activos con pérdidas y deuda financiera con cobertura de intereses inferior a dos veces, llegan a niveles similares a los de la crisis asiática. En dicha época, la situación del sector era totalmente distinta a la actual, dado que, por ejemplo, los resultados y la deuda financiera se encontraban más concentrados a nivel sectorial.

Comparando estos resultados con la literatura relacionada, en Rodríguez y Winkler (2007) se utilizan escenarios de estrés que son distintos a los evaluados en este documento. Si bien los escenarios de tasas de interés y variaciones del tipo de cambio son magnitudes comparables, no está claro que ocurra lo mismo con el escenario de actividad. Un escenario contempla una caída de 4 puntos del PIB, pero no hay detalle de cómo se traspassa a resultado de las empresas. Una simple regresión entre ROA y variación del PIB hasta el año 2007, cuando la correlación era alta entre ambas variables, nos entrega que esa caída representaría cerca de 2,8 pp de caída en el ROA. Esta caída es algo mayor que la que tenemos nosotros, por lo que la composición del escenario final no sería muy distinta, pero no podemos ser concluyentes dado que no tenemos el detalle de cómo afectó esta caída supuesta del PIB a los ingresos simulados.

Finalmente, es importante recordar que este trabajo se centra en generar y utilizar una base de datos de deuda financiera de empresas que permita realizar un ejercicio de tensión donde los efectos se reflejen a nivel individual. En ese sentido, la magnitud de los distintos *shocks* —cambiario, de actividad y de tasas—, están sujetos a ser modificados o ajustados de acuerdo con las necesidades de diferentes objetivos.

V. CONCLUSIONES

Los ejercicios de deterioro son herramientas que permiten evaluar la resiliencia del sector corporativo ante distintas fuentes de riesgo. La metodología utilizada en este trabajo consistió en la aplicación de *shocks* de alzas en las tasas de interés, caída en la actividad y una depreciación del tipo de cambio. El impacto que ellos tienen en la solvencia de las empresas se mide a través de dos indicadores financieros: la rentabilidad ácida y la cobertura de intereses.

Los resultados muestran que el *shock* más preponderante en el resultado final corresponde al de actividad. Este se simula como una disminución de 1,8 pp en tres años, mientras que el resultado conjunto cae en 2,1 pp. La razón detrás del menor impacto de los *shocks* de tasa y/o tipo de cambio en los gastos financieros radica en el hecho de que las empresas mantienen un costo de financiamiento acotado, donde los gastos financieros no representan más allá de 2% de los activos. Además, mantienen una deuda financiera estructurada principalmente en el largo plazo y un descalce cambiario acotado.

Al final de la proyección, los activos de empresas con pérdidas y la deuda financiera de empresas con cobertura menor de dos veces, son similares a lo observado a principios del 2000 (34 y 70% respectivamente), período en el cual se registraron las mayores caídas históricas en la rentabilidad de las empresas. Sin embargo, la situación del país en dicha época era totalmente distinta a la actual, al exhibir una mayor concentración de los activos y deuda financiera en pocos sectores económicos.

Es importante destacar que este ejercicio busca identificar potenciales vulnerabilidades en el sector corporativo que reporta a la SVS y no es una proyección de resultados. Las conclusiones se acotan a dicha muestra, por lo que este ejercicio representa una herramienta más dentro del monitoreo que debe ser complementada con el buen juicio del lector.



REFERENCIAS

Banco Central de Chile (2015). *Informe de Estabilidad Financiera*, primer semestre.

Banco Central de Chile (2016). *Informe de Estabilidad Financiera*, primer semestre.

Chow, J.T. (2015). “Stress Testing Corporate Balance Sheets in Emerging Economies”. IMF Working Paper.

Espinosa, C. y J. Fernández (2015). “Comparación Histórica de Resultados en el Sector Corporativo en Chile”. *Economía Chilena* 18(1): 68–88.

Fondo Monetario Internacional (2012). “Macrofinancial Stress Testing – Principles and Practices”.

Fondo Monetario Internacional (2016). Chile: Article IV Consultation-Press Release; Staff Report; and Statement by the Executive Director for Chile.

Rodríguez, S. y N. Winkler (2007). “Metodología de las Pruebas de Tensión del Sector Corporativo Chileno”. *Economía Chilena* 10(2): 103–111.

APÉNDICE A

BASES DE DATOS UTILIZADAS Y METODOLOGÍA DE VALIDACIÓN DE LA DEUDA FINANCIERA

Uno de los aspectos fundamentales del ejercicio de deterioro es lograr una adecuada caracterización de la deuda financiera de las firmas que componen la muestra. Lo anterior, con el objetivo de identificar la deuda bancaria y de bonos de corto y largo plazo, así como la deuda local y extranjera. De esta forma, es posible estimar la sensibilidad de cada firma frente a *shocks* diferenciados por tasas de interés y tipo de cambio. Es decir, será posible aplicar aumentos de tasa que afecten de manera distinta la tenencia de deuda bancaria o bonos y, además, será posible afectar el valor de la deuda externa ante depreciaciones cambiarias.

En los estados financieros bajo las normas IFRS no se cuenta con información de fácil acceso a este nivel de detalle para la deuda financiera¹⁶. Por lo anterior, la caracterización de esta se realiza sobre la base de información complementaria proveniente de los apéndices estadísticos y de registros administrativos de empresas que reportan a la SVS (cuadro A1). En este sentido, en el año base (cierre del 2015) solo 3% de la deuda financiera proveniente de los estados financieros presenta un ajuste deficiente con ambas fuentes complementarias. En estos casos, se optó por utilizar la distribución de la deuda financiera a base de los registros administrativos (banco y bonos) y los apéndices financieros (plazos), pero siempre ajustándose al total informado en los estados financieros.

Cuadro A1

Descripción de las bases de datos SVS y registros administrativos

Apéndices estadísticos SVS		Registros administrativos		
Estados financieros	Apéndices financieros	SBIF	SVS	BCCh
Otros pasivos financieros corrientes	Deuda bancaria/bonos local y externa	Deuda bancaria local	Deuda bonos local	Posición neta en derivados
Otros pasivos financieros no corrientes	Deuda bancaria/bonos local y externa			Deuda bancaria y de bonos externa
Activos totales	Activos en pesos y en dólares			

Fuente: Elaboración propia.

¹⁶ En teoría, la información se podría obtener de las notas consolidadas de los EE.FF. en formato pdf disponibles en la página de la SVS. Sin embargo, el procesamiento de esta información es altamente costoso al no estar estandarizada.

APÉNDICE B

METODOLOGÍA DE CÁLCULO Y MECANISMOS DE TRANSMISIÓN:

Actividad: El *shock* de actividad agregado tiene un efecto diferenciado según el sector económico al cual pertenece la empresa. Corresponde a cambios en la tasa de crecimiento de la rentabilidad reflejándose en una disminución directa en el EBIT en los tres períodos proyectados. El ejercicio está calibrado para que, en el agregado, el ROA experimente una caída de 0,6 pp cada año. En cada período, el ROA asociado al *shock* de actividad se calcula como sigue:

$$ROA_{\Delta Y,t} = ROA_{t-1} - \Delta Y$$

donde $\Delta Y = 0,6$ pp (promedio) en $t = 1, 2$ y 3 . Luego, el EBIT y su caída en cada período son coherentes con dicho nivel de ROA, es decir:

$$EBIT_t = ROA_{\Delta Y,t} \times A_t$$

$$\Delta^- EBIT_{\Delta Y,t} = [ROA_{\Delta Y,t} \times A_t] - EBIT_{t-1}$$

donde A_t son los activos totales.

Esto afecta negativamente a la rentabilidad sobre los activos, a la rentabilidad ácida y a la cobertura de intereses.

Tasa de interés: Los *shocks* supuestos en las tasas de interés afectan el costo de la deuda bancaria de corto plazo —o de la de largo plazo que haya que refinanciar— y de bonos de corto plazo, en el segundo y el tercer año de la proyección. El aumento en los gastos financieros asociados al *shock* de tasa se calcula como sigue:

$$\Delta^+ GF_{\Delta i,t} = \Delta i_{bco,t} \times [DBLcp + DBXcp] + \Delta i_{bco,t} \times R \times [DBLlp + DBXlp] \\ + \Delta i_{bono,t} \times [DBnLcp + DBnXcp]$$

donde $\Delta i_{bco,t}$ es 1% en $t = 2$ y 1,5% en $t = 3$;

$\Delta i_{bono,t}$ es 2,5% en $t = 2$ y en $t = 3$;

DBL es deuda bancaria local, DBX deuda bancaria externa, $DBnL$ deuda en bonos locales y $DBnX$, deuda en bonos externos;

y R corresponde al porcentaje de renovación de la deuda bancaria de largo plazo, fijado en 50% a partir del segundo año.

Este aumento en los gastos financieros disminuye la cobertura de intereses y la rentabilidad ácida.

Tipo de cambio: El *shock* de tipo de cambio afecta el valor de la deuda en moneda extranjera y, por ende, a los gastos financieros, además del *EBIT* y activos totales. Como una medida de acidez adicional, se considera solo la mitad del porcentaje de los activos en dólares para calcular la revalorización de activos y la utilidad. Las variaciones se calculan como sigue:

$$\Delta^+ DX_{\Delta e,t} = \Delta e \times DX \times RE = \Delta e \times [DBX cp + DBX lp + DBnX cp + DBnX lp] \times RE$$

$$\Delta^+(\%)A_{\Delta e,t} = \Delta^+(\%)EBIT_{\Delta e,t} = \Delta e \times [A_x / 2]$$

El aumento en los gastos financieros provenientes del *shock* de tipo de cambio se calcula como sigue:

$$\Delta^+ GF_{\Delta e,t} = \Delta^+ DX_{\Delta e,t} \times \frac{\overline{GF}}{\overline{DT}}$$

donde Δe es 20% en $t = 1$ y $t = 2$;

A_x es el porcentaje de activos en dólares sobre activos totales;

DX y RE la deuda externa total y el ratio de exposición (pasivos en dólares menos posición neta en derivados, dividido por pasivos en dólares),

y \overline{DT} y \overline{GF} es la deuda financiera total y los gastos financieros del escenario base, respectivamente.

En la última ecuación, el cambio en los gastos financieros es producto de la variación de los gastos financieros externos, a raíz del efecto de tipo de cambio sobre la deuda externa. Esta ecuación proviene de aproximar la tasa externa por el costo de financiamiento externo, vale decir, gasto financiero externo sobre deuda externa. Luego, esta proviene de combinar las siguientes tres ecuaciones:

$$\Delta^+ GF = \Delta^+ GF_x = i_x \Delta DX$$

$$i_x \approx GF_x / DX$$

$$GF_x = GF \times \frac{DX}{DT}$$

Este *shock* genera resultados mixtos en los indicadores de cobertura y rentabilidad ácida. Por una parte aumentan los gastos financieros de la deuda externa no cubierta por derivados, pero por otra, mejora el *EBIT* de las empresas que mantienen activos en dólares, asociado a una revalorización de estos¹⁷. Finalmente, el *ROA* no se ve afectado, ya que tanto numerador como denominador están afectados al mismo incremento porcentual.

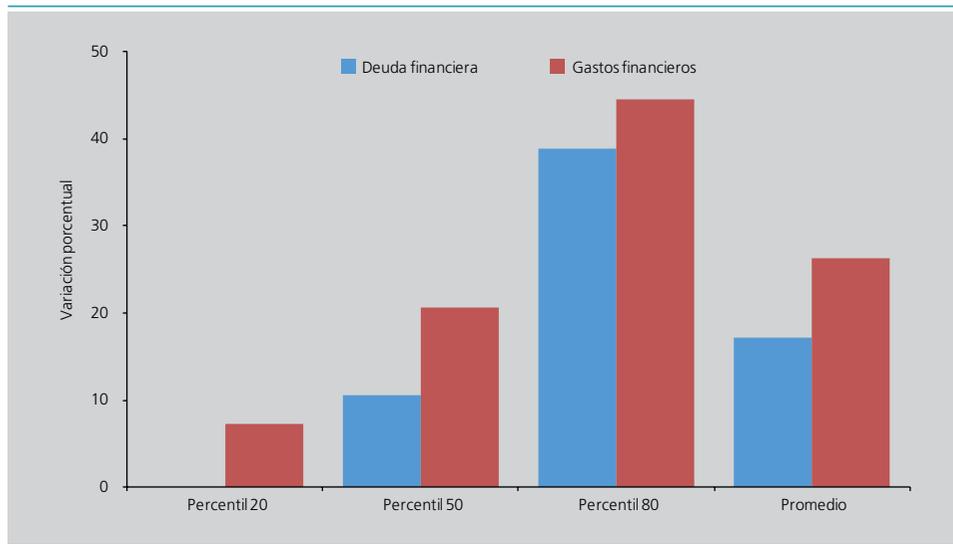
17 En la práctica, esta metodología identifica la participación de los activos y pasivos en dólares de las firmas, así como la utilización de derivados cambiarios (peso/dólar) y según eso distribuye los efectos en resultados bajo el supuesto implícito de que la parte del *EBIT* que proviene de los ingresos en dólares, es proporcional a los activos en dólares que mantiene la empresa. Este supuesto se ajusta bien al caso de una empresa con inversiones en moneda extranjera y sin exportaciones. El caso del exportador/importador es más complejo, debido a que sería necesario además contar con información detallada de las monedas asociadas a dichas transacciones, pues no necesariamente el dólar es la moneda de referencia para un exportador.



APÉNDICE C

Gráfico C1

Distribución de la variación porcentual de deuda financiera y gastos financieros (1) (2)



Fuente: Elaboración propia a base de información de la SVS.

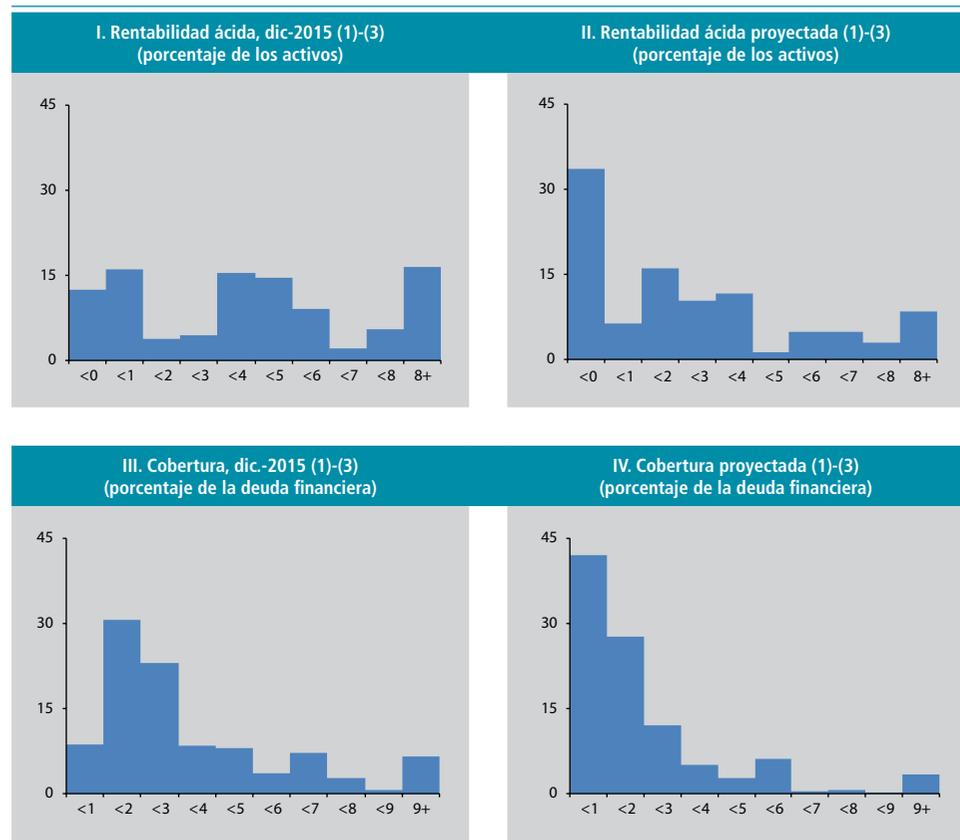
(1) Incrementos porcentuales de la deuda financiera ponderados por la deuda financiera inicial.

(2) Incrementos porcentuales de los gastos financieros ponderados por el gasto financiero inicial.

APÉNDICE D

Gráfico D1

Distribución de rentabilidad histórica y proyectada bajo un escenario de deterioro



Fuente: Elaboración propia a base de información de la SVS.

(1) Datos individuales.

(2) No considera empresas estatales, mineras o financieras.

(3) La proyección considera el *shock* conjunto en el período final, es decir, a diciembre del 2018.



COMPENSACIÓN INFLACIONARIA Y PREMIOS POR RIESGO: EVIDENCIA PARA CHILE*

Camilo Beyzaga E.**
Luis Ceballos S.**

I. INTRODUCCIÓN

En economías con metas de inflación, como es el caso de Chile, el monitoreo constante por parte del Banco Central respecto de las expectativas de inflación al horizonte de política monetaria es un elemento de primer orden al momento de evaluar cómo el mercado incorpora en los precios de activos *shocks* tanto locales como externos.

Recientemente, las compensaciones de inflación (CI) obtenidas de bonos del BCCh han registrado importantes disminuciones, en contraste con otras fuentes que permiten medir dichas expectativas de inflación (a base de encuestas y tasas *swap*). Por otra parte, al comparar la capacidad predictiva de la inflación al horizonte de política monetaria de los bonos de gobierno¹, estos presentan un peor desempeño, además de ser considerablemente más volátiles que lo reportado en las encuestas. Lo anterior plantea la pregunta de la relevancia de estos precios de activos como medidas de expectativas futuras de la inflación.

En este trabajo se aplica la metodología de Abrahams et al. (2016) a la compensación de inflación de bonos de Chile, la cual permite identificar el componente de las CI asociadas a expectativas de inflación a diferentes horizontes, además de poder medir y cuantificar el premio por riesgo inflacionario implícito en los precios de activos de bonos. Con esto, en las medidas de CI que corrigen por premios no se observa por ahora una disminución significativa de la inflación esperada a dos años. Más aún, se aprecia que la evolución de las expectativas de inflación corregida es más coherente con el resto de las mediciones, indicando una expectativa a dos años plazo más alineada con la meta del Banco Central, además de presentar una menor volatilidad en su dinámica y una mejora en la capacidad de proyección de inflación a horizontes de uno y dos años.

La sección II presenta hechos estilizados de la estructura de tasas nominal y real del mercado local de bonos de gobierno en moneda nacional. La sección III se presenta evidencia internacional y local de la medición de premios por riesgo de inflación y liquidez implícitos en la compensación inflacionaria.

* Se agradece los comentarios y sugerencias de Alberto Naudon y Miguel Fuentes. Se agradece a Yu Rui y Richard Crump por otorgar el código MATLAB.

** Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile.

¹ La compensación inflacionaria 1 en 1, la cual corresponde a la inflación promedio esperada a un año dentro de un año más, es una medida que aísla *shocks* de corto plazo de la inflación y está centrada en el horizonte de política de dos años.

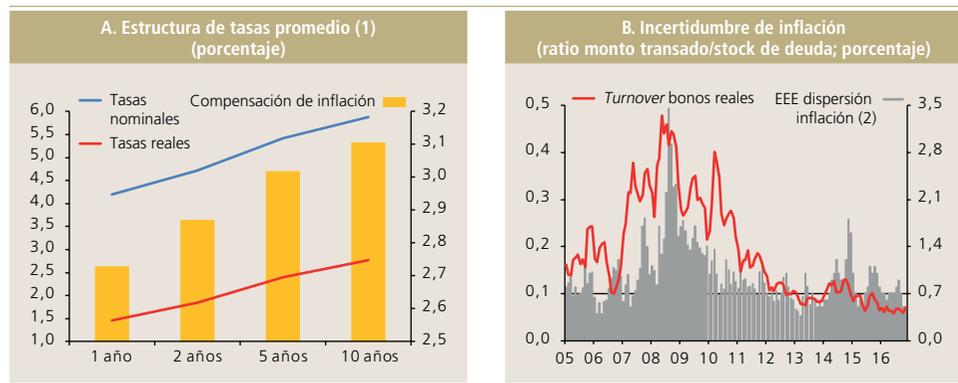
La sección IV presenta el modelo afín de tasas de interés utilizado para la identificación del premio por riesgo de inflación en Chile. La sección V presenta la descomposición de las compensaciones de inflación de uno y dos años y medidas *forward* de mediano y largo plazo, así como una evaluación de dichas medidas en términos de su dispersión y capacidad predictiva de la inflación. Finalmente, la sección VI concluye.

II. HECHOS ESTILIZADOS

Al observar las tasas nominales y reales promedio en el período enero del 2003 a noviembre del 2016 (gráfico 1 panel A), se observa que tanto las tasas promedio nominales y reales de los bonos CERO cupón del Banco Central de Chile presentan una forma creciente, sugiriendo la existencia de cierta compensación al tomar una posición en bonos de mayor duración². Más aún, el mayor empinamiento de la estructura de tasas nominales respecto de las reales sugiere la existencia de un premio por riesgo de inflación. Dicho premio corresponde a la compensación extra que se otorga a un inversionista por tomar posición en un bono nominal que no protege contra cambios de la inflación (a diferencia de los bonos reales). En el gráfico 1 (panel B) se observa cómo la demanda de bonos reales (definida como el *turnover* mensual, el cual corresponde al ratio de transacciones mensuales de bonos reales respecto al *stock* de bonos del BCCh denominados en la misma moneda), aumenta cuando existe mayor incertidumbre de la inflación esperada a un año sobre la base de la Encuesta de Expectativas Económicas (EEE)³.

Gráfico 1

Estructura de tasas de interés e incertidumbre de inflación



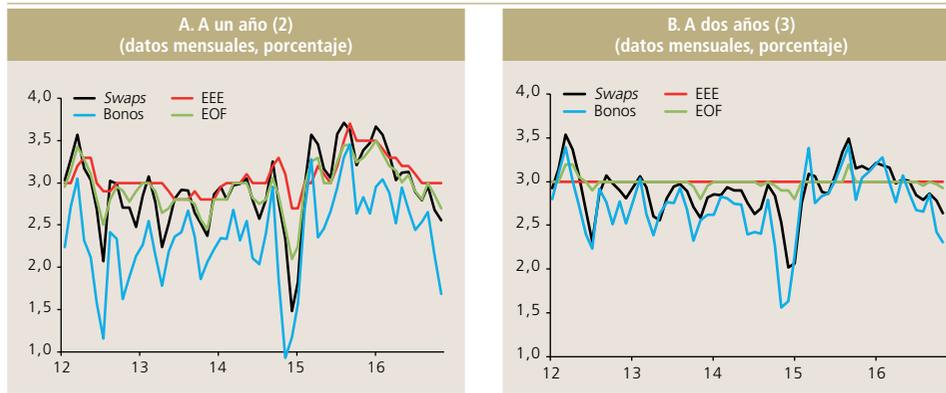
Fuente: Banco Central de Chile.

(1) Las tasas corresponden a tasas promedio del período enero del 2003 a noviembre del 2016 de bonos CERO del Banco Central de Chile nominales y reales, a plazos de 1 a 10 años.

(2) Corresponde a la diferencia entre el decil 9 y 1 de la EEE respecto de la inflación esperada a un año.

² Evidencia del rol de premios en tasas nominales en Chile ha sido documentada recientemente en Ceballos et al. (2016).

³ Dicha medida corresponde a la diferencia entre los deciles 9 y 1 de la inflación esperada a un año. A mayor diferencia, mayor es la incertidumbre sobre el nivel de inflación esperada.

Gráfico 2**Expectativas de inflación (1)**

Fuentes: Banco Central de Chile y Bloomberg.

(1) Compensación inflacionaria de bonos construida usando bonos CERO cupón.

(2) La Encuesta a Operadores Financieros (EOF) corresponde al promedio mensual de inflación esperada de 1 a 12 meses.

(3) EOF corresponde a promedio mensual de inflación esperada de 13 a 24 meses.

Las compensaciones de inflación obtenidas recientemente de bonos del BCCh han registrado importantes disminuciones (gráfico 2), en contraste con otras expectativas a base de encuestas y tasas *swaps*, los cuales exhiben disminuciones algo por debajo de 3%. En particular, las CI de bonos *spot* a un año (panel A) han disminuido más que las de otros instrumentos financieros, como *swaps*. En perspectiva, desde el 2012 las CI de bonos se han ubicado por debajo de lo observado en dichos instrumentos derivados. En tanto, al comparar la evolución de las expectativas de inflación con el horizonte de política monetaria (panel B), las CI de bonos se han ubicado persistentemente por debajo de otras medidas, como las expectativas implícitas en tasas *swap* o en encuestas, además de presentar mayor volatilidad. Lo anterior levanta la interrogante sobre el rol que los premios por riesgo de inflación puedan tener en la información de expectativas de inflación.

III. EVIDENCIA INTERNACIONAL Y LOCAL

La evidencia internacional respecto al rol de los premios⁴ contenidos en las compensaciones de inflación se ha basado principalmente, en la aplicación de la metodología de modelos afines sobre estructuras de tasas de interés, la cual estima en forma conjunta las tasas de interés nominales y reales a diferentes plazos bajo supuestos de no arbitraje. Bajo esta metodología, diversos estudios

⁴ En particular, destacan los premios por riesgo de inflación y de liquidez en la evidencia empírica de otras economías.

concluyen que las medidas de expectativas sin premios, derivadas de las compensaciones inflacionarias, son estables y en línea con lo observado en las encuestas. Además, reportan que los premios por riesgo de inflación varían en el tiempo y pueden tomar valores positivos o negativos⁵.

A nivel internacional, Grishchenko y Huang (2012) reportan para el caso de EE.UU. que el premio por riesgo de inflación varía en el tiempo, tomando valores positivos o negativos en diferentes períodos entre los años 2000 y 2008. En particular, documentan que el premio por riesgo de inflación a 10 años ha variado entre -16 y 10 puntos base en el período total. Por otro lado, Hördahl y Tristani (2014) documentan el premio por riesgo de inflación y de liquidez tanto en EE.UU. como en la Eurozona. En el primer caso, los autores reportan un premio por liquidez relevante en los bonos indexados a inflación a 10 años (TIPS por su sigla en inglés), el cual alcanzó niveles de casi 150 pb durante el 2008, aunque posteriormente se ha ubicado en torno a 50 pb, mientras que para el premio por riesgo de inflación reportan una medida volátil que ha variado entre -80 y 100 pb. En el caso de la Eurozona, los autores reportan un premio por liquidez en bonos reales a 10 años en torno a 20-30 pb, muy por debajo de lo documentado para EE.UU. En tanto, el premio por riesgo de inflación ha sido mayor que el de EE.UU. y en general positivo. En ambas economías, al corregir por dichos premios, las expectativas de inflación son más estables que las observadas en los precios de activos de bonos, y muy alineadas a lo reportado en encuestas de expectativas de inflación a horizontes de 10 años. Recientemente, Abrahams et al. (2016) reportan similares resultados para EE.UU. Para el Reino Unido, Liu et al. (2015) reportan una medida de compensación inflacionaria a 10 años que desde el 2001 se ha ubicado bastante cercano a lo observado en precios de activos, sugiriendo así que el rol de los premios en las compensaciones de inflación se ubica en torno a 0. Finalmente, Espinosa-Torres et al. (2015), usando el método de Abrahams et al. (2016) reportan para el mercado de Colombia una medida de compensación de inflación sin premios (a 8 años) más estable y que se ha ubicado entre 3 y 4% desde el 2005. En tanto, los premios por riesgo de inflación se mantienen en terreno negativo desde el 2012.

A nivel local, la evidencia del rol de los premios en las compensaciones inflacionarias es limitada. Jervis (2007) reporta los premios por riesgo de inflación y liquidez en el mercado nacional sobre la base de diferentes enfoques. Sus resultados sugieren que dichos premios son bajos, en efecto el premio por riesgo de inflación estimado se encuentra en un rango de -0,10 a 0,06% a un horizonte de 12 meses y de 0,17 a 0,2% para 24 meses y un premio por riesgo de inflación medido en un rango de -0,5 a 0,5%. En tanto, Chumacero y Opazo (2008), sobre la base de *proxys* de inflación esperada (a base de encuestas) y medidas de riesgo, reportan que la incidencia de factores asociados a premios inciden poco en la inflación de hasta dos años. No obstante, en ambos casos, no se estima en forma conjunta la estructura de tasas nominales/reales bajo modelos de no arbitraje, como los observados en la evidencia empírica internacional.

⁵ Para una discusión teórica de los premios por riesgo de inflación, véase Bekaert y Wang (2010), y Campbell et al. (2009).



IV. METODOLOGÍA Y DATOS

De la evidencia empírica de la sección anterior, se puede concluir que una de las razones por las que las compensaciones inflacionarias obtenidas de tasas de mercado pueden dar un panorama sesgado y más volátil de la inflación a dos años, es que no solo están determinadas por las expectativas de inflación de mercado, sino también por premios que varían en el tiempo. Dado lo anterior, la aplicación de modelos afines de tasas de interés permite identificar el componente de las tasas de mercado asociado a una trayectoria de tasas cortas esperadas y a un componente de premios a diferentes plazos. En la práctica, se modela la evolución de tasas cortas nominales y reales, además de los premios por riesgo de la economía basados en un conjunto acotado de factores relevantes que inciden en su trayectoria. Dichos factores, como se reporta más adelante, son comunes a la revisión de la literatura y corresponden a los componentes principales de las tasas de interés.

En dicha metodología, la identificación de los premios implícitos en las compensaciones inflacionarias se realiza de acuerdo con los dos pasos siguientes: Primero, se estima la trayectoria de tasas cortas reales y nominales (bajo el supuesto de agentes adversos al riesgo) tal que se obtenga un buen ajuste de las tasas de mercado, y se impone la condición de no arbitraje de tasas de interés. Segundo, al considerar neutralidad al riesgo (operacionalmente se obtiene al imponer 0 en los premios por riesgo), se obtiene una trayectoria de tasas neutrales al riesgo. La diferencia entre ambas medidas corresponde a la medición de los premios por riesgo de inflación.

La metodología utilizada corresponde a la reportada por Abrahams et al. (2016), que tiene como objetivo estimar el premio por riesgo asociado a los retornos de los bonos⁶. En un primer paso, a partir de la curva de rendimientos CERO cupón de bonos nominales e indexados por inflación, se extraen los primeros K_N y K_R componentes principales estandarizados respectivamente. Estas $K_N + K_R$ variables corresponderán al vector de variables de estado X_t que, se asume, siguen un proceso autorregresivo:

$$X_{t+1} - \mu_X = \phi(X_t - \mu_X) + v_{t+1}$$

El vector X_t contiene los componentes principales de tasas de interés de bonos. De esta regresión, utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios con las variables centradas en su media, se obtiene el parámetro ϕ_{ols} . Posteriormente, cumpliendo con las condiciones de no arbitraje, los retornos nominales y reales en función de las variables de estado se representan como⁷:

$$R = \alpha - B\phi X_{t-1} + B X_t + E$$

⁶ En dicho trabajo se identifica premios por riesgo de inflación y por liquidez dados un factor observado asociado a dicho premio. En el caso de Chile se estima sólo el componente de riesgo de inflación.

⁷ El apéndice A describe la metodología del modelo afín de tasas de interés asociando las tasas de mercado observadas y la identificación de premios y expectativas en forma detallada.

Luego, se procede a la estimación de los excesos de retorno de los bonos nominales e indexados por inflación sobre la tasa libre de riesgo (denotado por R), en función de las variables de estado de la cual se obtienen los estimadores $(\hat{\alpha}_{ols}, \hat{B}\hat{\phi}_{ols}, \hat{B}_{ols})$. Utilizando los residuos de la estimación \hat{E}'_{ols} obtenemos que $\hat{\Sigma}_e = T^{-1}\hat{E}'_{ols}\hat{E}_{ols}$ que empleamos para estimar un parámetro ϕ más eficientemente, mediante mínimos cuadrados generalizados, como:

$$\hat{\phi}_{gls} = -\left(\hat{B}'_{ols}\hat{\Sigma}_e^{-1}\hat{B}_{ols}\right)^{-1}\hat{B}'_{ols}\hat{\Sigma}_e^{-1}\hat{B}_{ols}$$

Con el parámetro $\hat{\phi}_{gls}$ estimamos nuevamente la ecuación entre los retornos de los bonos y las variables de estado:

$$R = \alpha + B(-\hat{\phi}_{gls}X_{t-1} + X_t)$$

Del cual se obtienen estimadores más eficientes de α y B , los cuales se denominan $\hat{\alpha}_{gls}$ y \hat{B}_{gls} . Con estos parámetros estimamos μ_{gls} a través de la expresión

$$\hat{\mu}_{gls} = -\left(\hat{B}'_{gls}\hat{\Sigma}_e^{-1}\hat{B}_{gls}\right)^{-1}\hat{B}'_{gls}\hat{\Sigma}_e^{-1}(\hat{\alpha}_{gls} + \frac{1}{2}\hat{\gamma}_{gls})$$

Con γ_{gls} definido como:

$$\hat{\gamma}_{gls} = \left(B'_1\Sigma B_1, \dots, B'_{N_N}\Sigma B_{N_N}, (B_{1,R} + \pi_1)\Sigma(B_{1,R} + \pi_1)', \dots, (B_{N_R,R} + \pi_1)\Sigma(B_{N_R,R} + \pi_1)' \right)$$

Finalmente, con los parámetros estimados se obtiene el premio por riesgo asociado al riesgo inherente en las variables de estado como:

$$\lambda_0 = \left(I_k - \hat{\phi}_{ols} \right) \mu_X - \mu_{gls}$$

$$\lambda_1 = \hat{\phi}_{ols} - \hat{\phi}_{gls}$$

La expresión anterior corresponde a los parámetros asociados a los premios por riesgo de la economía, donde μ_X es estimado como un promedio muestral de las variables de estado.

Por otra parte, resulta necesaria también la estimación de los parámetros asociados a las tasas nominales (δ_0, δ_1) e inflación (π_0, π_1) en función de las variables de estado. Dado que las tasas nominales cortas resultan directamente observables, los parámetros son fácilmente estimados mediante una regresión de mínimos cuadrados ordinarios donde la tasa corta entra como constante δ_0 . Para la caracterización de la inflación, en cambio, se tiene que los rendimientos de los bonos indexados a inflación $y_{t,R}^{(n)}$ presentan una forma de función semicuadrática con los parámetros de inflación $g(\pi_0, \pi_1; n_i, t)$, obteniéndose estos mediante la minimización de la suma cuadrática de los errores.

Los datos utilizados corresponden a las tasas CERO cupón de los bonos nominales y reales (BCP y BCU, respectivamente) del Banco Central de Chile. Para la medida de inflación se utiliza la variación mensual del IPC.



V. RESULTADOS

V.1 Expectativas de inflación sin premios

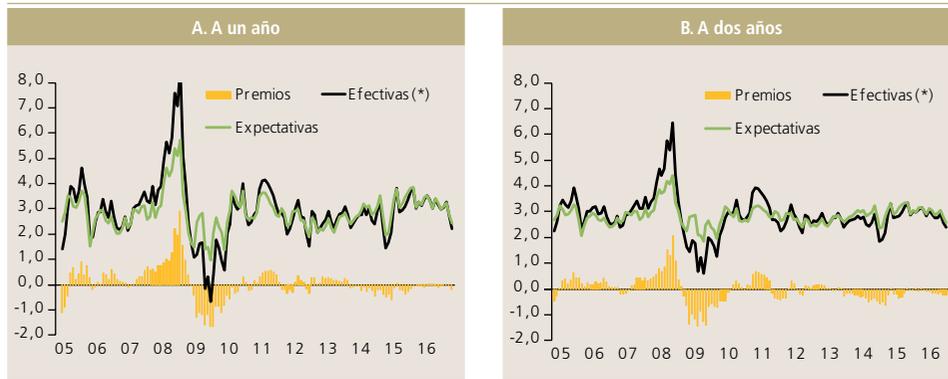
La descomposición de compensaciones⁸ de inflación a uno y dos años se presenta en el gráfico 3. Las CI efectivas son descompuestas en el componente asociado a expectativas de inflación a dichos plazos, así como el premio por riesgo de inflación. Se aprecia que las medidas corregidas de premios son más estables que las observadas en bonos, y con premios por riesgo que actualmente se ubican algo por debajo de 0.

Es importante destacar que esta no es la primera vez que se observan caídas importantes en las CI en el último tiempo. De hecho, a fines de 2014, las CI de bonos se ubicaron bajo 2% en un contexto donde el precio del petróleo registraba una caída importante, aunque al igual que en el episodio actual, la disminución de las CI fue bastante más pronunciada que otras fuentes. Al igual que lo observado recientemente, en dicho episodio las medidas que excluyen premios se ubicaron 50 pb por encima de lo observado en las CI de bonos, entre 2 y 2,4% a uno y dos años, respectivamente.

Gráfico 3

Estimación de la compensación *spot* de inflación

(datos mensuales, porcentaje)



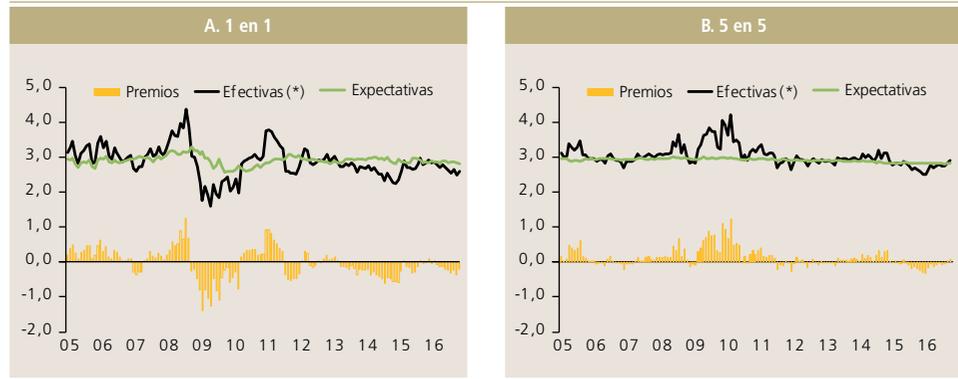
Fuente: Banco Central de Chile.

(*) Compensación inflacionaria efectiva corresponde a estimación del modelo. El apéndice C reporta la diferencia en puntos base de la compensación inflacionaria del modelo y las CI de bonos.

8 En el apéndice B se reportan los parámetros estimados del modelo.

Gráfico 4**Estimación de compensación *forward* de inflación**

(datos mensuales, porcentaje)



Fuente: Banco Central de Chile.

(*) Compensación inflacionaria efectiva corresponde a estimación del modelo. El apéndice C reporta la diferencia en puntos base de la compensación inflacionaria del modelo y las CI de bonos.

En tanto, medidas de expectativas de inflación *forward* relevantes para el horizonte de política monetaria (1 en 1) y de largo plazo (5 en 5) corregidas de premios se reportan en el gráfico 4. Se observa que, si bien las expectativas de inflación a dos años implícitas en los bonos del Banco Central presentan en promedio, una inflación esperada algo menor de 3%, la varianza y los valores extremos son considerablemente menores una vez que se corrigen por la presencia de premios. En perspectiva, se observa que las expectativas de inflación corregidas por premios han estado ancladas y en torno a la meta del 3%.

V.2 Comparación de diferentes fuentes de expectativas de inflación

Para evaluar cómo se comportan las medidas de inflación sin premios a horizontes de uno y dos años, se procede a comparar el nivel promedio de dicha medida de expectativas de inflación y su volatilidad, respecto de diversas fuentes, tanto precios de activos como encuestas. Luego, se evalúa la capacidad predictiva de inflación a horizontes de uno y dos años. Así, ambos ejercicios intentan dar luces sobre la mejora que presenta la medida de expectativas de inflación sin premios sobre la base de bonos del Banco Central de Chile.

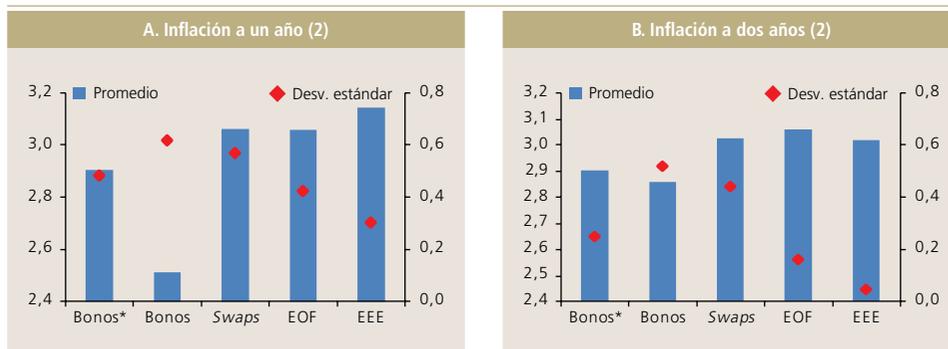
En primer lugar, las medidas de expectativas de inflación derivadas de precios de bonos del Banco Central presentan en promedio, una inflación menor que otras fuentes alternativas que miden dichas expectativas (*swaps* y encuestas) y además, presentan una mayor volatilidad en dicha medición (gráfico 5). Al considerar las medidas de expectativas que excluyen premios se observa que la volatilidad de dichas medidas se reduce entre 20 y 50% a uno y dos años, respectivamente, al compararlas con la medida de CI de bonos.

Por otro lado, se evalúa la capacidad de proyección de la inflación a horizontes de uno y dos años. El gráfico 6 presenta el estadístico RECM para la proyección del IPC total en dos muestras. Se observa que mejora la capacidad de predicción de inflación

sobre la base de bonos que excluyen premios entre 15 y 20% a dichos horizontes respecto de las expectativas de mercado observadas directamente en los precios de bonos del BCCh⁹. No obstante, al comparar con encuestas, estas aun presentan mayor capacidad de predicción de inflación y menor volatilidad. Con todo, dichas medidas que excluyen premios, permitirían tomar el pulso de cómo el mercado incorpora eventos externos e internos a sus expectativas de forma más parsimoniosa.

Gráfico 5**Estadísticas medidas de inflación (1)**

(porcentaje)



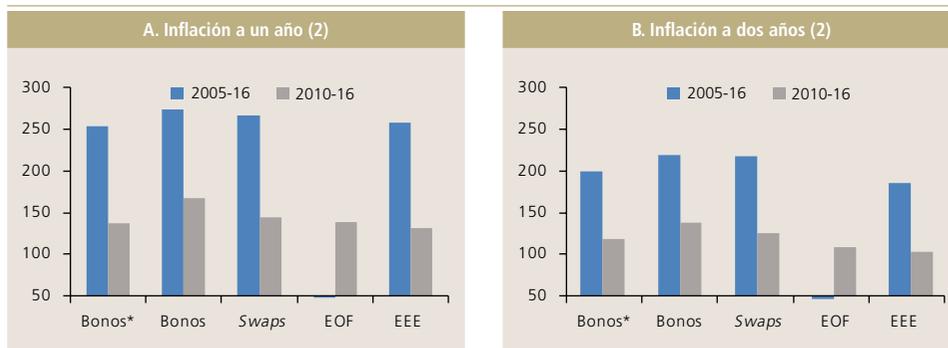
Fuentes: Banco Central de Chile y elaboración de los autores.

(1) Las medidas de promedio y desviación estándar se computan para el período enero del 2010 a noviembre del 2016.

(2) Bonos* corresponde a la medida de expectativas de inflación que excluye los premios.

Gráfico 6**RECM de medidas de inflación (1)**

(puntos base)



Fuentes: Banco Central de Chile y elaboración de los autores.

(1) Para el cálculo de RECM se considera dos periodos, entre enero del 2005 y noviembre del 2016, y una muestra más reciente: enero del 2010 a noviembre del 2016, en ambos casos se evalúa dichas fuentes para la proyección del IPC total.

(2) Bonos* corresponde a la medida de expectativas de inflación que excluye los premios.

9 Basados en el test de Diebold y Mariano (1995), se evidencia que el menor RECM de los bonos que excluyen premios respecto de las medidas de bonos del BCCh es estadísticamente significativo en ambos plazos de uno y dos años, y en ambas muestras evaluadas.

VI. CONCLUSIONES

En esta nota se revisó las medidas de compensación inflacionaria de bonos relevantes para el horizonte de política monetaria, identificando el componente asociado a expectativas y premios por riesgo de inflación implícitas en los precios de activos de bonos del Banco Central de Chile.

A partir de la evidencia presentada en el trabajo, se deduce que las medidas de inflación que corrigen por premios son más estables y en torno a la meta de inflación de 3%. Dicho resultado es similar a lo reportado en otras economías donde se ha documentado la relevancia de los premios en las compensaciones de inflación.

Las expectativas de inflación de mercado son una variable relevante a la hora de evaluar la implementación de la política monetaria. En Chile, las medidas que se obtienen de encuestas de mercado dan cuenta de una importante credibilidad del Banco Central, con expectativas que se alinean con la meta de 3% a dos años plazo. Las expectativas que se deducen de los precios financieros —compensaciones inflacionarias— muestran un comportamiento más volátil y en el último tiempo, indican una inflación bajo 3% en el horizonte de política. Sin embargo, estas medidas contienen también información sobre premios por liquidez que afecta su valor. Al limpiarlos de estos, se aprecia que su evolución es coherente con el resto de las mediciones, indicando una expectativa a dos años plazo alineada con la meta del Banco Central, además de presentar menor volatilidad y una mejora en la capacidad de predicción de la inflación a horizontes de uno y dos años.



REFERENCIAS

- Abrahams, M., T. Adrian, R.K. Crump y E. Möench (2016). “Decomposing Real and Nominal Yield Curves”. *Journal of Monetary Economics* 84: 182–200.
- Bekaert, G. y X. Wang (2010). “Inflation Risk”. *Economic Policy* 25(64): 755–806.
- Campbell, J.Y., R.J. Shiller y L. Viceira (2009). “Understanding Inflation-Indexed Bond Markets”. *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 79–120.
- Ceballos, L., A. Naudon y D. Romero (2016). “Nominal Term Structure and Term Premia: Evidence from Chile”. *Applied Economics* 48(29): 2721–35.
- Chumacero, R. y L. Opazo (2008). “Compensación Inflacionaria en Chile”. Documento de trabajo No. 468, Banco Central de Chile.
- Diebold, F. y R. Mariano (1995). “Comparing Predictive Accuracy”. *Journal of Business and Economic Statistics* 13(3): 253–63.
- Duffee, G. R. (2002). Term premia and interest rate forecasts in affine models. *The Journal of Finance*, 57(1), 405-443.
- Espinosa-Torres, J.A., L.F. Melo-Velandia y J.F. Moreno-Gutiérrez (2015). “Expectativas de Inflación, Prima por Riesgo Inflacionario y Prima de Liquidez: Una Descomposición del Break-even de Inflation para los Bonos del Gobierno Colombiano”. Borradores de Economía, Banco de la República Colombia.
- Grishchenko, O. y J. Huang (2012). “Inflation Risk Premium: Evidence from the TIPS Market”. *Finance and Economics Discussion Series*, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, 2012-06.
- Hördahl, P. y O. Tristani (2014). “Inflation Risk Premia in the Euro Area and the United States”. *International Journal of Central Banking* 10(3): 1–47.
- Jervis, P. (2007). “La Compensación Inflacionaria y Sus Componentes en Chile”. *Economía Chilena* 10(2): 27–56.
- Liu, Z., E.V. Liu, I. Kaminska y J. Relleen (2015). “The Informational Content of Market-Based Measures of Inflation Expectations Derived from Government Bonds and Inflation Swaps in the United Kingdom”. *Working Paper*, Banco de Inglaterra.

APÉNDICE A

MODELO AFÍN DE TASAS DE INTERÉS

Siguiendo la metodología de estimación y construcción de estructura de bonos AACM, sea X_t el vector de variables de estado que corresponde a los componentes principales de los rendimientos de los bonos nominales y/o reales, la que se modela bajo a un proceso VAR(1):

$$X_{t+1} - \mu_X = \phi(X_t - \mu_X) + v_{t+1}$$

Por otro lado, siguiendo a Duffe (2002), se asume que los precios que se asocian al riesgo de cada variable de estado toman la forma:

$$\lambda_t = \Sigma^{-1/2}(\lambda_0 + \lambda_1 X_t)$$

donde λ_t es el riesgo asociado a cada variable de estado. Con esto se definen los parámetros:

$$\tilde{\mu} = (I_k - \phi)\mu_X - \lambda_0$$

$$\tilde{\phi} = \phi - \lambda_1$$

los cuales, en función de los premios por riesgo, tienen importancia en la desagregación de los bonos nominales y reales en su componente de riesgo neutral.

Respecto a los bonos nominales, el logaritmo de los precios de un bono descontado por la tasa libre de riesgo con vencimiento n en el período t , se define de manera lineal respecto de las variables de estado, como:

$$\ln P_t^n = A_n + B_n' X_t$$

lo que implica que la tasa libre de riesgo se puede definir de igual manera:

$$r_t = \delta_0 + \delta_1' X_t$$

Con esto, e imponiendo condiciones de no arbitraje, se obtiene la siguiente relación de los parámetros:

$$A_n = A_{n-1} + B_{n-1}' \tilde{\mu} + \frac{1}{2} B_{n-1}' \Sigma B_{n-1} - \delta_0$$

$$B_n' = B_{n-1}' \tilde{\phi} - \delta_1'$$

$$B_0' = 0_{K \times 1}, A_0' = 0$$

Similar caso tenemos respecto de los bonos indexados a inflación, el logaritmo de los precios de un bono real con vencimiento n en el período t se define:

$$\ln P_{t,R}^n = A_{n,R} + B'_{n,R} X_t$$

Con Q_t como el índice de precios en el tiempo t , se define $\pi_t = \ln\left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}}\right)$ como la inflación en un período, la cual también se define de forma lineal respecto a las variables de estado:

$$\pi_t = \pi_0 + \pi'_1 X_t$$

También para los bonos reales las relaciones de los parámetros se puede llevar a una forma de sistema de ecuaciones:

$$\begin{aligned} A_{n,R} &= A_{n-1,R} + (B_{n-1,R} + \pi_1)' \tilde{\mu} + \frac{1}{2} (B_{n-1,R} + \pi_1)' \Sigma (B_{n-1,R} + \pi_1) - \delta_{0,R} \\ B'_{n,R} &= (B_{n-1,R} + \pi_1)' \tilde{\phi} - \delta'_1 \\ B'_{0,R} &= 0_{K \times 1}, A'_{0,R} = 0 \end{aligned}$$

donde el parámetro de tasas reales de corto plazo $\delta_{0,R}$ se define como $\delta_{0,R} = \delta_0 - \pi_0$.

Sean los excesos de retorno (en logaritmo) de los bonos nominales y reales iguales a:

$$rx_{t+1}^{(n-1)} = \ln P_{t+1}^{(n-1)} - \ln P_t^{(n-1)} - r_t$$

$$rx_{t+1,R}^{(n-1)} = \ln P_{t+1,R}^{(n-1)} - \ln P_{t,R}^{(n-1)} - r_t$$

Reemplazando con las condiciones de no arbitraje y sumando la inflación a un período en la ecuación de exceso de retorno real, se puede reformular estos como:

$$rx_{t+1}^{(n-1)} = \alpha_{n-1} - B'_{n-1} \tilde{\phi} X_t + B'_n X_{t+1}$$

$$rx_{t+1,R}^{(n-1)} + \pi_{t+1} = \alpha_{n-1,R} - (B'_{n-1} + \pi_1)' \tilde{\phi} X_t + (B'_{n-1} + \pi_1)' X_{t+1}$$

Con los parámetros α para los excesos de retornos nominales y reales respectivamente $\alpha_{n-1} = -(B'_{n-1} \tilde{\mu} + \frac{1}{2} B'_{n-1} \Sigma B_{n-1})$ y $\alpha_{n-1,R} = -((B_{n-1,R} + \pi_1)' \tilde{\mu} + \frac{1}{2} (B_{n-1,R} + \pi_1)' \Sigma (B_{n-1,R} + \pi_1))$.

Reagrupando los excesos de retornos nominales y reales en un vector R en forma compacta, obtenemos:

$$R_t = \alpha - B \phi X_{t-1} + B X_t + E$$

Finalmente, del modelo se derivan las expectativas de inflación bajo las medidas de valoración y de riesgo neutral, respectivamente, para cualquier horizonte de tiempo. Para un horizonte de proyección n , las expectativas de inflación se miden por el diferencial de tasas de bonos nominales $y_t^{(n)}$ y reales $y_{t,R}^{(n)}$ con plazo n :

$$\pi_t^{(n)} = y_t^{(n)} - y_{t,R}^{(n)} = -\frac{1}{n} [A_n + B_n' X_t - (A_{n,R} + B_{n,R}' X_t)]$$

Sin embargo, dado que los bonos presentan un premio por riesgo, cumpliéndose que $\Lambda = [\lambda_0, \lambda_1] = 0$ se obtiene una medida de expectativas de inflación ajustada por riesgo o de riesgo neutral:

$$\pi_t^{(n),RN} = y_t^{(n),RN} - y_{t,R}^{(n),RN} = -\frac{1}{n} [A_n^{RN} + B_n'^{RN} X_t - (A_{n,R}^{RN} + B_{n,R}'^{RN} X_t)]$$

APÉNDICE B

PARÁMETROS DEL MODELO

Cuadro B1

Parámetros asociados a la tasa libre de riesgo (δ_0, δ_1) e inflación (π_0, π_1) respecto de las variables de estado.

X_1 , X_2 y X_3 representan los tres primeros componentes obtenidos de los rendimientos de los bonos nominales mientras que X_4 , X_5 y X_6 al de los bonos reales.

	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6
δ_1	0,00010	0,00016	0,00030	0,00000	0,00000	0,00000
π_1	0,00007	-0,00007	-0,00002	-0,00023	-0,00036	-0,00147
δ_0	0,00318					
π_0	0,00250					

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro B2

Estimación de parámetros de premio por riesgo a cada variable de estado $\Lambda = [\lambda_0, \lambda_1]$.

X_1 , X_2 y X_3 representan los primeros tres componentes obtenidos de los rendimientos de los bonos nominales mientras que X_4 , X_5 y X_6 al de los bonos reales.

	λ_0	$\lambda_{1,1}$	$\lambda_{1,2}$	$\lambda_{1,3}$	$\lambda_{1,4}$	$\lambda_{1,5}$	$\lambda_{1,6}$
X_1	-0,553	-0,011	0,015	-0,234	-0,136	-0,306	-0,201
X_2	-0,058	0,028	-0,010	-0,020	-0,077	0,220	-0,210
X_3	-0,003	0,008	0,008	-0,030	0,002	-0,041	0,196
X_4	-0,159	0,029	0,030	-0,035	-0,120	0,245	0,062
X_5	-0,040	0,000	0,022	-0,104	0,010	-0,240	0,043
X_6	0,012	0,002	0,004	0,043	0,010	0,011	-0,312

Fuente: Elaboración propia.

APÉNDICE C

AJUSTE DEL MODELO

Cuadro C1

Raíz del error cuadrático medio entre las tasas observadas y el modelo sobre los bonos nominales, indexados a inflación y la compensación inflacionaria.

Muestra en frecuencia mensual: 01/2003 – 11/2016. Expresado en puntos base.

	Tasa nominal	Tasa real	Comp. inflacionaria
1 año	13,08	2,09	13,90
2 años	9,22	4,62	8,44
5 años	6,49	4,64	7,35
10 años	4,88	2,29	4,96

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro C2

Raíz del error cuadrático medio entre las tasas obtenidas por Nelson Siegel y el modelo sobre los bonos nominales, indexados a inflación y la compensación inflacionaria.

Muestra en frecuencia mensual: 01/2003 – 11/2016. Expresado en puntos base.

	Tasa nominal	Tasa real	Comp. inflacionaria
1 año	0,20	2,56	2,38
2 años	0,39	1,64	1,30
5 años	0,38	0,46	0,70
10 años	1,79	2,32	0,65

Fuente: Elaboración propia.



REVISIÓN DE LIBROS

BOOK REVIEW

“CHILE 1810-2010. LA REPÚBLICA EN CIFRAS. HISTORICAL STATISTICS”

de José Díaz, Rolf Lüders y Gert Wagner

Ediciones Universidad Católica de Chile, 2016.



Klaus Schmidt-Hebbel D.*

This volume has been awaited by economists and other social scientists conducting empirical research based on long time series for Chile. The bilingual book presents the most extensive and comprehensive historical time series for aggregate variables extending to up to two centuries, from Chile’s independence through 2010. It crowns two decades of careful, systematic statistical research conducted by José Díaz, Rolf Lüders, and Gert Wagner, devoted to collecting, assembling, and constructing annual time series for Chile’s key economic and demographic variables.

Many data series published in the book were made available in earlier publications by the authors and on the EH Clio Lab (2017) webpage. However, this volume presents more comprehensive and revised data series. The book documents detailed descriptions of data sources and methodologies applied in assembling existing data and constructing new data series, enabling future researchers to revise original sources and the authors’ methodologies in constructing new series.

There is significant previous work on historical data series for Chile, which range from working papers focusing on a few variables to comprehensive volumes presenting large databases. Abstracting from the statistical work developed by government offices, it is fair to mention previous influential work on historical time series by individual researchers, mostly economists. Among the latter are Ballesteros and Davis (1963), Hurtado (1966), Ffrench-Davis (1973), Cariola and Sunkel (1990), and Haindl (2006). Mamalakis (1978-1989)’s huge six-volume historical statistics of Chile deserves special mention, making internationally available Chile’s national accounts and other economic data series.

In preparation of this book, Díaz, Lüders, and Wagner published dozens of previous working papers and articles—individually, jointly or with other co-authors. Embryonic precursors of this book are Braun et al. (2000), which cover the period 1810-1995.

* Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. E-mail: kschmidt-hebbel@uc.cl

The volume reflects well the authors' goal to publish long-spanning annual data series that are both continuous and consistent over time. Hence the data presented therein broadens and deepens previous work in several dimensions. First, its scope is broad, covering variables in seven economic and social areas: aggregate and sector production; aggregate demand components and capital stock; government accounts, prices and price indices; foreign trade, current account, and foreign reserves; monetary and financial variables; and population.

Second, data extends back to 1810 whenever possible. It is seldom so, other than for basic aggregates, implying that data density across most disaggregate variables starts largely in the early twentieth century. Third, considering the dearth of early data, the authors are very careful in documenting their careful revision of original data sources.

Finally, the authors do not shy away from splicing existing data series available for different periods and constructing new data series for earlier periods, by backcasting and filling data lacunae, using statistical interpolation and regression analysis based on proxies or components of existing data. Making available long data series, based on simple methods that are transparently discussed and therefore can be subjected to replication and possible correction, is warmly appreciated by historians and empirical researchers of Chile's past.

Nobody will "read" this 777-page tome, but many researchers and the general public will consult and use the statistical information published in it. An early example is this book's historical GDP series, which has been included in The Maddison Project (2013), the world's largest effort to measure economic performance for different regions and time periods.

Is there any pending work for the authors of this extraordinary book or for third parties? Yes, there is: a comprehensive effort devoted to gathering, constructing, and publishing historical time series of quarterly frequency for macroeconomic and financial variables of the Chilean economy, possibly starting in 1960.



REFERENCES

Ballesteros, M. and T. Davis (1963). The Growth of Output and Employment in Basic Sectors of the Chilean Economy, 1908-1957. *Economic Development and Cultural Change* 11(2): 152-76.

Braun, J., M. Braun, I. Briones, J. Díaz, R. Lüders, and G. Wagner (2000). *Economía Chilena 1810-1995. Estadísticas Históricas*, Documento de Trabajo N°187, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Cariola, S. and O. Sunkel (1990). *Un Siglo de Historia Económica de Chile: 1830-1930*. Santiago: Editorial Universitaria.

EH Clio Lab (2017). <http://cliolab.economia.uc.cl/BD.html>

Ffrench-Davis, R. (1973). *Políticas Económicas en Chile: 1952-1970*. Santiago: Ediciones Nueva Universidad.

Haindl, E. (2006). *Chile y su desarrollo económico en el siglo XX*. Santiago: Editorial Andrés Bello.

Hurtado, C. (1966). *Concentración de población y desarrollo económico. El caso chileno*. Instituto de Economía, Universidad de Chile.

Mamalakis, M. (comp.) (1978-1989). *Historical statistics of Chile. National accounts* (vols. 1-6). Connecticut, US: Greenwood Press.

The Maddison-Project (2013). <http://www.ggd.c.net/maddison/maddison-project/home.htm>



REVISIÓN DE PUBLICACIONES

SEPTIEMBRE 2017

Esta sección tiene por objetivo presentar las más recientes investigaciones publicadas sobre diversos tópicos de la economía chilena. La presentación se divide en dos partes: una primera sección de listado de títulos de investigaciones y una segunda de títulos y resúmenes de publicaciones. Las publicaciones están agrupadas por área temática, considerando la clasificación de publicaciones del *Journal of Economic Literature (JEL)*, y por orden alfabético de los autores.

CATASTRO DE PUBLICACIONES RECIENTES

Los resúmenes de los artículos indicados con (*) se presentan en la siguiente sección.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

Bosch, M.J., C. García, M. Manríquez y G. Valenzuela (2017). “Macroeconomía y Conciliación Familiar: El Impacto Económico de los Jardines Infantiles” Documento de Investigación N°318, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

*García-Herrero, A., E. Girardin y H. González (2017). “Analyzing the Impact of Monetary Policy on Financial Markets in Chile”. *Revista de Análisis Económico* 32(1): 3–21.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

Boonman, T. (2017). “The Economic Impact of Sovereign Defaults in Latin America 1870-2012”. *Revista de Historia Económica* 35(1): 81–104.

*Jara, A. y L. Cabezas (2017). “International Banking and Cross-Border Effects of Regulation: Lessons from Chile”. *International Journal of Central Banking* 13: 95–127.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

Ballester, L. y A González-Urteaga (2017). “How Credit Ratings Affect Sovereign Credit Risk: Cross-Border Evidence in Latin American Emerging Markets”. *Emerging Markets Review* 30: 200–14.

*Hernández-Lagos, P., P. Povel y G. Sertsios (2017). “An Experimental Analysis of Risk-Shifting Behavior”. *Review of Corporate Finance Studies* 6(1): 68–101.

Rodríguez, M., A. Cortez, K. Aimer, S. Méndez, A. Berenice, G. Sánchez y H. Horacio (2017). “Does an IFRS Adoption Increase Value Relevance and Earnings Timeliness in Latin America?” *Emerging Markets Review* 30: 155–68.

Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO

Álvarez, R., A. García y S. Ilabaca (2017). “Commodity Prices Shocks and Poverty Reduction in Chile”. Documento de Trabajo N°449, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Berthelon, M., D. Kruger y J.P. Eberhard (2017). “Estimating the Effects of Teen Motherhood in Chile: A Family Fixed Effects Approach”. *Estudios de Economía* 44(1): 5–32.

Cazzuffi, C., M. Pereira-López e I. Soloaga (2017). “Local Poverty Reduction in Chile and Mexico: The Role of Food Manufacturing Growth”. *Food Policy* 68: 160–85.

Hofman, A., M. Mas, C. Aravena y J. F. De Guevara (2017). “Crecimiento Económico y Productividad en Latinoamérica. El Proyecto LA-KLEMS”. *Trimestre Económico* 84(334): 259–306.

Posner, P. (2017). “Labour Market Flexibility, Employment and Inequality: Lessons from Chile”. *New Political Economy* 22(2): 237–56.

Rodríguez, J. (2017). “La Erosión del Poder de La Elite en Chile entre 1913 y 1970. Una Aproximación desde los Ingresos del 1%”. *Revista de Historia Económica* 35(1): 49–80.

*Solís, A. (2017). “Credit Access and College Enrollment”. *Journal of Political Economy* 125(2): 562–22.

Stillerman, J. (2017). “Explaining Strike Outcomes in Chile: Associational Power, Structural Power, and Spatial Strategies”. *Latin American Politics and Society* 59(1): 96–118.

Wigell, M. (2017). “Political Effects of Welfare Pluralism: Comparative Evidence from Argentina and Chile”. *World Development* 95: 27–42.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

Baez-Montenegro, A. y M. Devesa-Fernández (2017). “Motivation, Satisfaction and Loyalty in the Case of a Film Festival: Differences between Local and Non-Local Participants”. *Journal of Cultural Economics* 41(2): 173–95.

Bravo-Ortega, C. y L. Muñoz (2017). “Knowledge-Intensive Mining Services: A Regional Approach for their Development in Chile”. Documento de Trabajo N°448, Departamento de Economía, Universidad de Chile.



Castañeda, F. y F. Contreras (2017). “Los Determinantes de la Estructura de la Madurez de la Deuda Corporativa. El Caso de Chile”. *El Trimestre Económico* 84(334): 411–25.

*Contreras, D., R. Gillmore y E. Puentes. (2017) “Self-Employment and Queues for Wage Work: Evidence from Chile”. *Journal of International Development* 29: 473–99.

Crona, B., G. Stefan y B. Orjan (2017). “The Importance of Interplay between Leadership and Social Capital in Shaping Outcomes of Rights-Based Fisheries Governance”. *World Development* 91: 70–83.

Cuesta, J., F. González y C. Larroulet (2017). “Distorted Quality Signals in School Markets”. Documento de Trabajo N°488, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

De Grange, L., R. Troncoso, N. Odeh y F. González (2017). “Estimating the Impact of Incidents on Urban Controlled-Access Highways: An Empirical Analysis”. *Applied Economics* 49(16-18): 1763–73.

Escobar, B. (2017). “Women in Business in Late Nineteenth-Century Chile: Class, Marital Status, and Economic Autonomy”. *Feminist Economics* 23(2): 33–67.

Fariás, I. y P. Flores (2017). “A Different State of Exception: Governing Urban Reconstruction in Post-27F Chile”. *Urban Studies* 54(5): 1108–25.

Ffrench-Davis, R. (2017). “Chile en la Economía Internacional: Trayectoria Reciente y Desafíos”. Documento de Trabajo N°427, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Fuentes, L., O. Mac-Clure, C. Moya y C. Olivos (2017). “Santiago de Chile: ¿Ciudad de Ciudades? Desigualdades Sociales en Zonas de Mercado Laboral Local”. *CEPAL Review* 121: 93–109.

Fuenzalida, D., L. Berggrun y S. Mongrut (2017). “Illiquidity Premium in the MILA”. *Emerging Markets Finance and Trade* 53(5): 1015–29.

Gajardo, F. y N. Grau (2017). “Competition among Schools and Educational Quality: Tension between Various Objectives of Educational Policy”. Documento de Trabajo N°445, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Gallegos, J., R. Chumacero y R. Paredes (2017). “Elección de Escuela y Costos de Cambio”. *El Trimestre Económico* 84(334): 309–36.

González, F. y M. Prem (2017). “Can Television Bring Down a Dictator? Evidence from Chile’s ‘No’ Campaign”. Documento de Trabajo N°491, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.

Martínez, C. y M. Peticara (2017). “Childcare Effects on Maternal Employment: Evidence from Chile”. *Journal of Development Economics* 126: 127–37.

Navarrete, M., P. Aroca y J. Bernal (2017). “Matching Espacial para Georreferenciar Datos de Encuestas de Hogar”. *Estudios de Economía* 44(1): 53–80.

Navarro, L. y M. Tejada (2017). “On the Interaction between Public Sector Employment and Minimum Wage in a Search and Matching Model”. Documento de Investigación N°320, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Palacios, S. y E. Saavedra (2017). “Liberación de la Comercialización a Clientes Eléctricos Residenciales: Impactos en Bienestar de Políticas Alternativas”. Documento de Investigación N°319, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Alberto Hurtado.

Parra, J.C. (2017). “Análisis del Comportamiento del Modelo de Crecimiento de Gompertz en la Predicción del Crecimiento de la Economía de Argentina, Bolivia, Chile y Perú”. *Estudios de Economía Aplicada* 35(2): 443–64.

Pastén, R. (2017). “La Economía Política del Déficit Fiscal en el Chile del Siglo XIX”. *CEPAL Review* 121: 169–183.

Pino, F. (2017). “Is There Gender Bias Among Voters? Evidence from the Chilean Congressional Elections”. Documento de Trabajo N°444, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Rizzi, L.I. y C. De La Maza (2017). “The External Costs of Private versus Public Road Transport in the Metropolitan Area of Santiago, Chile”. *Transportation Research: Part A: Policy and Practice* 98: 123–40.

Viveros, H. (2017). “Unpacking Stakeholder Mechanisms to Influence Corporate Social Responsibility in the Mining Sector”. *Resources Policy* 51: 1–12.

RESÚMENES DE ARTÍCULOS SELECCIONADOS

Los textos presentados a continuación son transcripciones literales del original.

Código JEL: E / MACROECONOMÍA Y ECONOMÍA MONETARIA

*García-Herrero, A., E. Girardin y H. González (2017). “Analyzing the Impact of Monetary Policy on Financial Markets in Chile”. *Revista de Análisis Económico* 32(1): 3–21.

During the past few years, monetary policy communication has become a hot topic in as far as it seems to have become a very relevant way for central banks to guide markets, beyond actual monetary policy decisions. This paper investigates this issue empirically for the case of Chile. More specifically, using data from 2005 to 2014 and a Component GARCH model, we assess whether changes in the communication of the Central Bank of Chile generates in particular a permanent or temporary change in the volatility of interest rates, after controlling for changes in monetary policy instruments. Our results show that the volatility in interest rate futures in Chile’s swap markets increases following the Central



Bank's communication. However, the impact tends to be temporary instead of permanent and only statistically significant in the pre-crisis period. All in all, our results indicate a reduced relevance of Central Bank's communication for short term swap markets which may reflect that market participants have learned to anticipate changes in monetary policy communication, especially after the global financial crisis.

Código JEL: F / ECONOMÍA INTERNACIONAL

*Jara, A. y L. Cabezas (2017). "International Banking and Cross-Border Effects of Regulation: Lessons from Chile". *International Journal of Central Banking* 13: 95–127.

In this paper we apply the inward transmission approach described in Buch and Goldberg (2017) to a selected group of internationally active banks in Chile for the 2002:Q2–2013:Q4 sample period. We find that the spillover effects generated by changes in the prudential policy abroad have a positive but relatively weak impact on domestic lending. When comparing the two inward approaches suggested by Buch and Goldberg (2017), the spillovers transmitted through the exposure-weighted prudential policy are stronger and economically more significant than those through the foreign subsidiary relationship. This result is robust to different specifications, and might suggest that foreign subsidiaries in Chile behave just like domestic banks, as they have to comply with the local regulation in the same way as local banks. Above all, capital requirements appear to be the most significant prudential policy affecting domestic lending.

Código JEL: G / ECONOMÍA FINANCIERA

*Hernández-Lagos, P., P. Povel y G. Sertsios (2017). "An Experimental Analysis of Risk-Shifting Behavior". *Review of Corporate Finance Studies* 6(1): 68–101.

We study risk-shifting behavior in a laboratory experiment, a setup that overcomes methodological hurdles faced by empiricists in the past. The participants are highlevel managers. We observe risk shifting in a simple setup, but less so in a setup with a continuation value. Reputation effects also reduce risk shifting. When combined, a continuation value and reputation effects eliminate risk shifting. Our findings shed light on environments in which risk shifting is unlikely to happen, and why earlier studies produced conflicting results. In particular, our findings show that managers' concerns with their own reputations are an important factor that mitigates risk shifting.

Código JEL: O / DESARROLLO ECONÓMICO, CAMBIO TECNOLÓGICO Y CRECIMIENTO

*Solís, A. (2017). "Credit Access and College Enrollment". *Journal of Political Economy* 125(2): 562–22.

Does access to credit explain the gap in schooling attainment between children from richer and poorer families? I present new evidence on this important question using two college tuition loans in Chile. Both programs offer loans to

students who score above a threshold on the national college admission test, enabling a regression discontinuity design. I find that loan access implies an increase of nearly 20 percentage points in enrollment in the first, second and third year of college, representing relative increases of 100%, 200% and 400%, respectively. More importantly, access to loans effectively eliminates the family income gradient in enrollment.

Código JEL: Y / NO CLASIFICADOS

*Contreras, D., R. Gillmore y E. Puentes. (2017) “Self-Employment and Queues for Wage Work: Evidence from Chile”. *Journal of International Development* 29: 473–99.

Self-employment can be considered as either the result of a self-selection process or a reflection of rigidities and skill mismatch in the labour market or both. We estimate a double selection model where individuals queue for wage work instead of being self-employed in the first stage, followed by employers selecting from the queue in the second. We find statistical support for the double selection model, implying that some individuals are self-employed because they cannot find wage work, while other self-select to be self-employed. Individuals with higher education are more often chosen as wage workers, and belonging to an ethnic group decreases the likelihood of being chosen. Additionally, earnings equations suggest that high ability individuals perform better in both the wage work and self-employment sectors.

PUBLICACIONES

- Análisis Teórico del Impacto de la Crisis Petrolera. 1980.
- Anuario de Cuentas Nacionales. Publicación anual desde 1997 a 2003. Discontinuada a partir de 2004 y reemplazada por la publicación Cuentas Nacionales de Chile.
- Aplicación de la Ley N° 19.396 sobre Obligación Subordinada. 1996.
- Aspectos Relevantes de la Inversión Extranjera en Chile. Decreto Ley N° 600. 1984.
- Balanza de Pagos de Chile. Publicación anual. Desde la edición 2012 solo en versión digital. Discontinuada a partir del 2014 y reemplazada por la publicación Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa.
- Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa. 2014. Publicación anual. Disponible solo en versión digital.
- Banca Central, Análisis y Políticas Económicas. Volúmenes 1 al 24.
- Banco Central de Chile. 1995.
- Banco Central de Chile: Preceptos Constitucionales, Ley Orgánica y Legislación Complementaria. 2000.
- Boletín Mensual. Publicación mensual. Desde la edición de julio del 2013, solo en versión digital.
- Características de los Instrumentos del Mercado Financiero Nacional. Diciembre 2005.
- Catálogo de Monedas Chilenas. 1991.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. 1994.
- Comisión Nacional Encargada de Investigar la Existencia de Distorsiones en el Precio de las Mercaderías Importadas. Antecedentes Estadísticos. 1981-2015. 2016. Edición en español y en inglés.
- Constitutional Organic Act of the Central Bank of Chile, Law N° 18.840. 2002.
- Cuantificación de los Principales Recursos Minerales de Chile (1985-2000). 2001.
- Cuentas Ambientales: Metodología de Medición de Recursos Forestales en Unidades Físicas 1985-1996. 2001.
- Cuentas Financieras de la Economía Chilena 1986-1990. 1995.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1960-1983. 1984.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1974-1985. 1990.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. Síntesis Anticipada. 1993.
- Cuentas Nacionales de Chile: 1985-1992. 1994.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2003-2010.
- Cuentas Nacionales de Chile: 2008-2011. Publicación anual. Desde la edición 2008-2012, solo en versión digital.
- Cuentas Nacionales de Chile. Compilación de Referencia 2013. 2016.
- Cuentas Nacionales de Chile. Métodos y Fuentes de Información. 2017.
- Cuentas Nacionales Trimestralizadas: 1980-1983. 1983.
- Chile: Crecimiento con Estabilidad. 1996.
- Deuda Externa de Chile. Publicación anual. Edición bilingüe. Desde la edición 2012, solo en versión digital. Discontinuada a partir del 2014 y reemplazada por la publicación digital anual Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa.
- Disposiciones sobre Conversión de Deuda Externa. 1990.
- Documentos de Política Económica. N°s 1 al 62.
- Documentos de Trabajo. N°s 1 al 806.
- Economía Chilena. Publicación cuatrimestral.
- Economía para Todos. Octubre 2016.
- Economic and Financial Report. Publicación mensual desde 1983 a 2003. Discontinuada a partir de enero de 2004.
- Estatuto de la Inversión Extranjera DL 600. 1993.
- Estudios Económicos Estadísticos. N°s 50 al 124.
- Estudios Monetarios. I al XII.
- Evolución de Algunos Sectores Exportadores. 1988.
- Evolución de la Economía y Perspectivas. Publicación anual desde 1990 a 1999. Discontinuada a partir del 2000.
- Evolución de las Principales Normas que Regulan el Mercado Financiero Chileno. Período: Septiembre 1973-Junio 1980. 1981.
- Evolución de los Embarques de Exportación. 1988.
- General Overview on the Performance of the Chilean Economy: The 1985-1988 Period. 1989.
- Gestión de Pasivos del Banco Central de Chile. 2012. Edición en español. En inglés, disponible sólo en versión digital.
- Gestión de Reservas Internacionales del Banco Central de Chile. 2012. Edición en español. En inglés, disponible sólo en versión digital.
- Gestión de Sistemas de Pagos de Alto Valor del Banco Central Chile. 2012. Edición en español y en inglés, disponibles sólo en versión digital.
- Guía de Estilo en Inglés. 2001.
- Iconografía de Monedas y Billetes Chilenos. Noviembre 2009.
- Indicadores de Comercio Exterior. Publicación mensual hasta diciembre de 2003 y trimestral a partir del 2004. Desde la edición del segundo trimestre del 2013, sólo en versión digital.
- Indicadores Económicos y Sociales de Chile 1960-2000. 2001. Edición en español y en inglés.
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales 1980-1989. 1991.
- Indicadores Económicos y Sociales Regionales de Chile 1980-2010. 2012. Disponible sólo en versión digital.
- Indicadores Macroeconómicos / Indicadores Coyunturales. Publicación trimestral. Edición en español e inglés. Disponible sólo en versión digital.
- Índices de Exportación: 1986-1999. 2000.
- Informativo Diario de Operaciones Financieras Nacionales. Edición en español. Desde el 2013, disponible sólo en versión digital.
- Informe de Estabilidad Financiera. 2004. Publicación semestral. Edición en español. En inglés, disponible sólo en versión digital.
- Informe de Percepciones de Negocios. 2013. Publicación semestral hasta mayo del 2014 y trimestral a partir de agosto del 2014. Edición en español. Disponible sólo en versión digital.
- Informe de Política Monetaria. 2000. Publicación cuatrimestral hasta septiembre del 2009 y trimestral a partir de diciembre del 2009. Edición en español. En inglés, disponible sólo en versión digital.
- Informe Económico de Chile. Publicación anual desde 1981 a 1984. Discontinuada a partir de 1985.
- Informe Económico y Financiero. Publicación quincenal desde 1981 al 2003. Discontinuada a partir de enero del 2004.
- Informe Mensual de Estadísticas del Mercado Cambiario. 2014. Disponible sólo en versión digital.
- Informe Mensual de Estadísticas Monetarias y Financieras. 2013. Disponible sólo en versión digital.
- Investigación al Día. 2012. Edición trimestral en español. Disponible sólo en versión digital.
- Invertiendo en Chile. 1991.
- La Emisión de Dinero en Chile. Colección de Monedas y Billetes del Banco Central de Chile. Julio 2005.
- La Política Monetaria del Banco Central de Chile en el Marco de Metas de Inflación. 2007. Edición en español y en inglés.
- Legislación Económica Chilena y de Comercio Internacional. 1982.
- Legislación Económica y Financiera. 2006. Disponible solo en versión digital.
- Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 2016.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1986. 1992.
- Matriz de Insumo Producto para la Economía Chilena 1996. 2001.
- Memoria Anual del Banco Central de Chile. Publicación anual. Edición en español. En inglés, disponible sólo en versión digital.
- Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile. 2003.
- Nueva Familia de Billetes para Chile. 2013. Edición bilingüe español-inglés.
- Pintura Chilena Colección del Banco Central de Chile. Octubre 2004.
- Política Monetaria del Banco Central de Chile: Objetivos y Transmisión. 2000. Edición en español y en inglés.
- Políticas del Banco Central de Chile 1997-2003. 2003.
- Presentation of the Bill on the Constitutional Organic Law of the Central Bank of Chile. 1989.
- Principales Exportaciones y Países de Destino. Publicación anual desde 1980 a 1982. Discontinuada a partir de 1983.
- Proyecto de Ley Orgánica Constitucional del Banco Central de Chile. 1988.
- Publicaciones Académicas. Edición bilingüe. Períodos: 1996-2001 de Junio del 2001; 2001-2004 de Septiembre del 2005; 2005-2006 de Octubre del 2007; y 2007-2010 de Agosto del 2011. Último período disponible, solo en versión digital.
- Recopilación de la Legislación Bancaria Chilena. 1980.
- Serie de Comercio Exterior 1970-1981. 1982.
- Serie de Datos Bancarios. Edición mensual. Disponible sólo en versión digital.
- Serie de Estudios Económicos. 1 al 49. Publicación redenominada, a partir del número 50, con el nombre de Estudios Económicos Estadísticos.
- Series Monetarias. 1979.
- Síntesis de Normas de Exportación y Otras Disposiciones Legales. 1987.
- Síntesis Estadística de Chile. Publicación anual. Edición en español y en inglés.
- Síntesis Monetaria y Financiera. Publicación anual. Discontinuada a partir del 2012 y reemplazada por las publicaciones digitales Informe Mensual de Estadísticas Monetarias y Financieras, el Informe Mensual de Estadísticas del Mercado Cambiario, y el documento Serie de Datos Bancarios.

Para mayor información respecto de las publicaciones del Banco Central de Chile, contactarse con:
Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115 - Santiago / Fono: 22670 2888.

SERIE DE LIBROS SOBRE BANCA CENTRAL, ANÁLISIS Y POLÍTICAS ECONÓMICAS

La serie publica trabajos inéditos sobre banca central y economía en general, con énfasis en temas y políticas relacionados con la conducción económica de los países en desarrollo.

"Es un deber para los encargados de las políticas, en todas partes, estar abiertos a las lecciones que puedan obtener de sus colegas en otros países, y aceptar que las respuestas que fueron correctas en un momento pueden no serlo bajo nuevas circunstancias. En la búsqueda de respuestas correctas, los análisis y perspectivas contenidos en esta serie serán de gran valor para Chile y para todos los restantes países".

Anne Krueger, Fondo Monetario Internacional.

BANCO CENTRAL DE CHILE

Para ordenar:

www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/seriesdelibros

bcch@bcentral.cl

Teléfono: (56) 22670 2888

Los precios incluyen costo de transporte y están sujetos a cambio sin aviso previo.

Monetary Policy through Asset Markets: Lessons from Unconventional Measures and Implications for an Integrated World

Elías Albagli, Diego Saravia, and Michael Woodford, eds.

The variety of unconventional measures undertaken by central banks during the Great Recession has moved monetary policy into a brave new world. While there is a rough consensus that these measures played a critical role in mitigating the crisis, we still do not have complete understanding of how they worked and how they should be used in the future. This first rate volume edited by Elías Albagli, Diego Saravia and Michael Woodford takes an important step in filling in the gaps in our knowledge. The papers provide exciting new theoretical and empirical work. This volume should be on the shelf of anyone interested in understanding the dramatic transformation of monetary policy.

Mark Gertler, New York University

Tapa dura, 308 pp. Ch\$15.000, US\$40.

25 Años de Autonomía del Banco Central de Chile

Alberto Naudon D. y Luis Álvarez V., eds.

La autonomía del Banco Central es, sin duda, una de las piedras angulares del "milagro económico" chileno de los últimos 30 años. La ausencia de crisis y la inflación baja y estable han facilitado el proceso de inversión y contribuido al aumento de productividad. En este libro, los Presidentes de la institución discuten, cada uno desde su perspectiva personal y desde su propio momento histórico, los desafíos que esta autonomía significó. Este libro es lectura obligatoria para todo aquel interesado en política monetaria y estabilización. Las lecciones son útiles, el tono didáctico y las implicancias iluminadoras.

Sebastián Edwards, Profesor de la cátedra Henry Ford II de Economía Internacional en la Universidad de California, Los Ángeles, Estados Unidos (UCLA)

Tapa dura, 228 pp. Ch\$15.000, US\$40.

Commodity Prices and Macroeconomic Policy

Rodrigo Caputo and Roberto Chang, eds.

Terms-of-trade fluctuations caused by long commodity price cycles are an important driving force of macroeconomic dynamics in many emerging and advanced economies, and hence have been the focus of economic research since the Merchantilists. "Commodity Prices and Macroeconomic Policy" contains six articles that define the new research frontier on this subject. The articles produce new and interesting findings on the implications of commodity price fluctuations for the conduct of macroeconomic policy. Both short-run business cycle issues and long-run structural topics are examined using state-of-the-art empirical tools and quantitative dynamic stochastic general equilibrium models. The ongoing collapse of commodity prices makes this book a must-read for anyone interested in understanding the macroeconomic implications of commodity price fluctuations and in learning about the way in which policy should respond.

Enrique Mendoza, University of Pennsylvania

Tapa dura, 270 pp. Ch\$15.000, US\$40.

INVITACIÓN A ENVIAR ARTÍCULOS Y COMENTARIOS

Se invita a investigadores de otras instituciones a enviar trabajos sobre la economía chilena, en especial en las áreas de macroeconomía, finanzas y desarrollo económico, para ser evaluados para su publicación en esta revista. Para este efecto el trabajo deberá estar escrito en inglés o español y enviado a los editores con un máximo de 8.000 palabras, sin contar tablas y cuadros. Debe incluir, además, un resumen en español y en inglés (con una extensión de alrededor de 100 palabras) y el nombre completo, filiación y correo electrónico del autor o coautores. Los trabajos se deben enviar a **rec@bcentral.cl**. También se invita a enviar comentarios sobre artículos publicados en la revista en inglés o español.

INVITATION TO SEND ARTICLES AND BOOK REVIEWS

Authors from other institutions are welcome to send their papers about the Chilean economy, especially on macroeconomic, finance, and economic development matters to be evaluated for publication. Papers should be written in English or Spanish and ideally be no longer than 8,000 words and must include a +/-100-word abstract. Works must be attached and e-mailed to **rec@bcentral.cl**, stating author(s)' name, affiliation and e-mail address. Reviews in English or Spanish language of books covering relevant issues are also welcome.

SUSCRIPCIÓN

Suscripciones a: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Precios: \$10.000 por año (3 números), \$4.000 por número.

(*) Incluye despacho por vía aérea.

TO SUBSCRIBE

To subscribe: Departamento Publicaciones, Banco Central de Chile, Morandé 115, Santiago, Chile. Prices: USD 50* per year (3 issues), USD 20* per issue.

(*) Includes shipping by air.

CORRECTOR: DIONISIO VIO U.
DIAGRAMACIÓN: MARU MAZZINI
IMPRESIÓN: A IMPRESORES S.A.

www.bcentral.cl/es/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/revistas

PROOF READER: DIONISIO VIO U.
DESIGNER: MARU MAZZINI
PRINTER: A IMPRESORES S.A.

www.bcentral.cl/en/faces/bcentral/investigacion/revistaeconomia/presentacion



BANCO CENTRAL
DE CHILE

ECONOMÍA CHILENA Agosto 2017 volumen 20 N.º2