

Identificación de *booms* crediticios en América Latina

Oscar A. Díaz Quevedo*
Gerencia de Entidades Financieras
Banco Central de Bolivia

Junio 2012

Resumen

En los últimos años el crédito al sector privado creció notablemente en América Latina. Un aspecto central es determinar si esta dinámica se constituye en un proceso de convergencia hacia niveles de equilibrio o representa un factor de riesgo para la estabilidad financiera. Utilizando una muestra de 18 países latinoamericanos a partir de técnicas estadísticas y econométricas se intenta dar una respuesta a este cuestionamiento.

Las técnicas estadísticas permiten determinar la desviación del crédito con relación a su tendencia de largo plazo, mientras que con el enfoque econométrico se analiza el comportamiento del crédito con relación a sus fundamentales. De acuerdo al primer enfoque, en general, los países de la región no estarían experimentando períodos de *booms* crediticios, mientras que las conclusiones del modelo econométrico indicarían que los niveles de profundización para los países de América Latina son menores a sus niveles de equilibrio al considerar sus determinantes.

Clasificación JEL: E30, E51, G21

Palabras clave: *boom* crediticio, profundización financiera

* El contenido del presente documento es de responsabilidad del autor y no compromete la opinión del Banco Central de Bolivia. Los comentarios son bienvenidos al correo: odiaz@bcb.gob.bo

I. Introducción

En las últimas décadas, a nivel mundial, se registró un mayor crecimiento de la cartera de créditos de los bancos con relación al PIB y por tanto, se observó una mayor profundización financiera. En general existe consenso entre la relación positiva entre el desarrollo financiero y el crecimiento económico, por tanto la mayor profundización financiera se constituyó en un beneficio. Sin embargo, en algunos países este proceso no estuvo exento de dificultades. Episodios de fuerte expansión del crédito fueron seguidos por etapas de tensión financiera, la formación de burbujas financieras e incluso crisis bancarias. Por ello, existe la creencia generalizada de que los auges de crédito son en el mejor de los casos peligrosos y en el peor una receta para el desastre financiero [Gourinchas *et al* (2001)]. Sin embargo, históricamente, sólo una fracción de los auges terminaron en crisis, mientras que el resto terminaron sin causar grandes trastornos.

En los últimos años se registró un importante crecimiento económico en América Latina impulsado por un fuerte aumento de la demanda interna, aunque el FMI proyectó un crecimiento más moderado para los próximos años. La solidez de los términos de intercambio y la entrada de capitales¹ impulsan el crédito al sector privado y el precio de los activos en muchos países de la región. El crecimiento del crédito también puede atribuirse la mejora de los fundamentos económicos y al proceso de profundización financiera (en promedio, el crédito creció más rápidamente en los países con niveles iniciales del *ratio* crédito a PIB más bajos).

Períodos de alto crecimiento crediticio (por encima de su tendencia de largo plazo), generalmente son asociados con turbulencias económicas posteriores, en especial con el surgimiento de crisis financieras. Sin embargo, se debe reconocer que pese a la actual aceleración del crédito en la región, aún persiste un bajo desarrollo de los sistemas financieros tanto en términos de profundidad como de acceso. De acuerdo con la CAF ambas dimensiones son menores a sus valores esperados dado el PIB per cápita de los países de América Latina, lo cual impide que los sistemas financieros cumplan con el objetivo de reducir las fricciones y los costos de transacción permitiendo un mayor nivel de intermediación.

¹ Un hecho estilizado es la prociclicidad del crédito y los flujos de capital externos. De acuerdo a datos de la CEPAL, en 2011 América Latina y el Caribe fue la región con mayor crecimiento de los flujos de inversión extranjera directa (IED) a nivel mundial, un 17% respecto del año anterior.

Por otra parte, es importante señalar que en los últimos años los países de América Latina promueven políticas macroprudenciales para preservar la estabilidad financiera por los efectos adversos de un excesivo crecimiento como se evidenció en episodios pasados² ya que, como lo destaca la CAF, las economías de la región se caracterizan una alta volatilidad derivada de *shocks* externos³ que se ven amplificados por condiciones o *shocks* de políticas de origen doméstico.

Por tanto, resulta relevante analizar si el crecimiento del crédito en los países de la región en los últimos años puede constituirse en *booms* crediticios. La pregunta es importante dado que los auges crediticios suelen preceder períodos de racionamiento crediticio, crisis financieras y desaceleración de la actividad del sector real. En el presente documento se analizan dos metodologías para determinar la existencia de auges crediticios. En el primer enfoque se utilizan métodos estadísticos tradicionalmente empleados en este campo, que a partir de la estimación de la tendencia de largo plazo, verifican si el crédito se encuentra en niveles que podrían considerarse como *booms* crediticios. El segundo es un enfoque econométrico con el cual se estiman relaciones de largo plazo homogéneas entre los países de la muestra, pero que permite heterogeneidad de los parámetros de corto plazo; con esta metodología se intenta determinar el nivel de equilibrio de la relación crédito a PIB respecto a sus fundamentos y calcular la brecha respecto a los niveles observados.

Los resultados de las metodologías planteadas, en general, no identifican la presencia auges crediticios en los países de la región y muestran que los niveles de profundización aún son bajos con relación a los niveles esperados dado el PIB per cápita de estos países. Sin embargo, los resultados también reflejan que existe un proceso de aceleración del crédito.

El trabajo consta de 5 secciones incluyendo la introducción. En la sección 2 se discute el origen de los *booms* crediticios y la situación actual en América Latina. La sección 3 presenta las metodologías para la detección de *booms* crediticios y los resultados a partir del enfoque estadístico y econométrico. Finalmente, en la sección 5 se presentan las conclusiones.

² En el Informe de Perspectivas económicas: Las Américas atentos al sobrecalentamiento, del Fondo Monetario Internacional (Abril 2011) se presenta un análisis de solidez financiera y de las políticas macroprudenciales adoptadas por los países de la región.

³ *Shocks* negativos en términos de intercambio o reversiones de los flujos de capital.

II. Origen de los *booms* crediticios y situación actual en América Latina

Existe un conjunto de factores que explican las diferencias de crecimiento económico entre países: estabilidad macroeconómica, apertura al comercio internacional, desarrollo de los sistemas educativos, la dotación de recursos naturales, desarrollo institucional, la efectividad de los sistemas legales y la diversidad étnica, entre otros. Considerando estas diferencias los analistas proponen una serie de reformas de política que estimulen mayores tasas de crecimiento. Sin embargo, los efectos de las crisis financieras de las últimas décadas centraron la atención de estas políticas en los sistemas financieros.

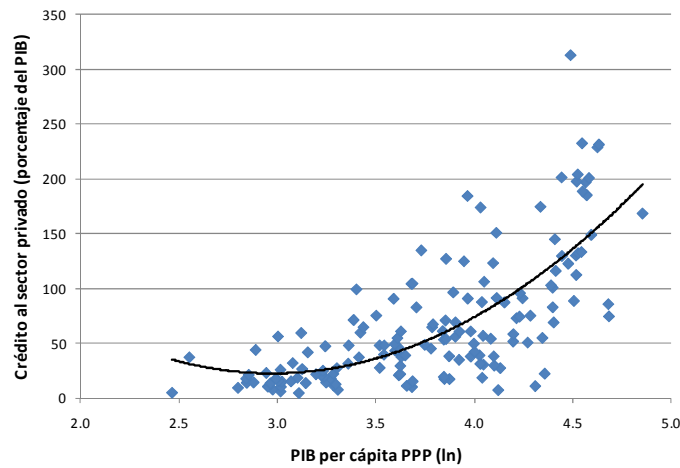
Trabajos teóricos y empíricos [Levine 1997, 1998, 2005a y 2005b] sugieren que los sistemas financieros (incluido el mercado de valores) forman parte del proceso de crecimiento económico y que las diferencias en el desarrollo de los sistemas financieros explicarían una parte considerable de las diferencias en las tasas de crecimiento de largo plazo entre países. Por tanto, la importancia del desarrollo del sistema financiero para la actividad económica requiere de políticas, regulaciones y sistemas legales que promuevan un funcionamiento eficiente de los mercados financieros y de las entidades de intermediación.

En general se reconoce una relación positiva⁴ entre desarrollo del sistema financiero y el crecimiento económico. En el Gráfico 1 se observa esta correlación positiva; asimismo, se puede verificar que el nivel de profundización financiera es heterogéneo entre distintas economías, con países que superan niveles de profundización de 100% respecto a su producto y otros con niveles inferiores a 10%.⁵

⁴ De acuerdo a Levine (*op. cit.*), esta relación surge de las funciones importantes que cumplen los sistemas financieros: Facilitan el comercio, la cobertura, la diversificación y la mancomunación de los riesgos (reducir los riesgos); asignan recursos, supervisan la labor de los administradores y ejercen control sobre las empresas; movilizan el ahorro; y facilitan el intercambio de bienes y servicios.

⁵ Los datos corresponden al promedio del período 2011-2005.

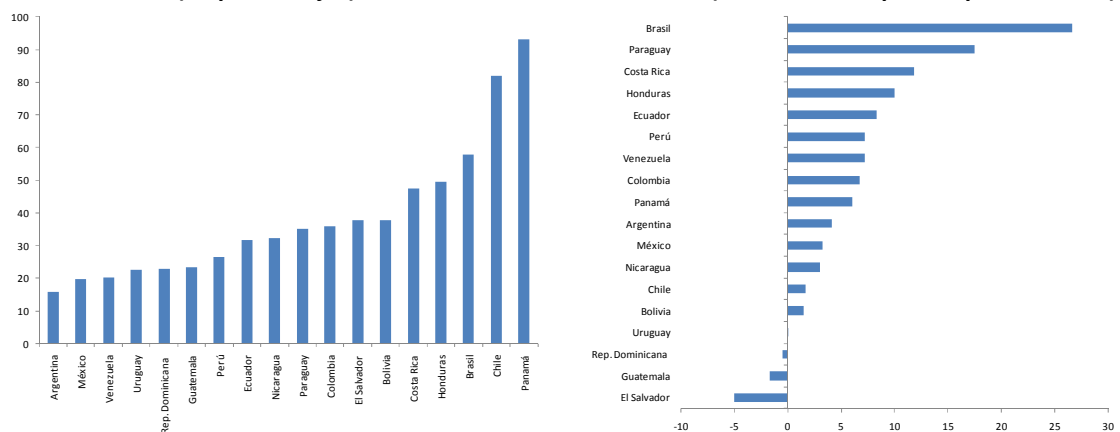
Gráfico 1: RELACIÓN ENTRE PROFUNDIZACIÓN FINANCIERA Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO EN 178 PAÍSES



Fuente: Cálculos del autor con base en información del Banco Mundial
 Nota (*) El PIB per cápita corresponde al ajustado por paridad de poder de compra (PPP)

En los últimos años en América Latina se registró una mayor profundización financiera. Sin embargo, aún existe un retraso con relación a las economías desarrolladas. Por otra parte, existe heterogeneidad en los niveles de profundización financiera entre los países de la región, algunos de ellos con un indicador promedio superior a 80% en el período 2005 – 2010 y otros con niveles por debajo de 20%. La mayor profundización financiera se refleja en la recuperación de los balances de los bancos luego de las crisis de finales de la década de los noventa.

Gráfico 2: PROFUNDIZACIÓN FINANCIERA EN AMÉRICA LATINA
RELACIÓN CRÉDITO / PIB EN 2011 (En porcentajes) **VARIACIÓN DE LA RELACIÓN CRÉDITO / PIB (2006-2010, en puntos porcentuales)**



Fuente: Cálculos del autor con base en información del Banco Mundial

A pesar de la relación positiva entre el desarrollo del sistema financiero y el crecimiento económico, existe evidencia empírica que señala que períodos de alto crecimiento crediticio pueden terminar en crisis financieras. De acuerdo con el FMI (2004) en las últimas décadas el 70% de los *booms* crediticios en países emergentes coincidieron con auges en el consumo y la inversión, mientras que la probabilidad de coincidencia con un *boom* en producto sería menor. Asimismo, el elevado crecimiento del crédito estaría asociado con una apreciación real del tipo de cambio y mayores precios de los activos, que una vez pasado el auge crediticio caen dramáticamente (efecto del acelerador financiero). Los períodos posteriores al *boom* crediticio podrían influir en el crecimiento del producto y el debilitamiento de los estados financieros de los bancos.

Mendoza y Terrones (2008) analizan la asociación entre *booms* crediticios y crisis financieras. De acuerdo a los resultados hallados por los autores, los *booms* crediticios en las economías emergentes estarían generalmente asociados con crisis cambiarias, crisis bancarias y las paradas súbitas (*sudden stops*).⁶

Algunas veces los *booms* crediticios están relacionados con un rápido crecimiento del precio de los activos, especialmente de los bienes raíces y de las acciones, lo cual podría llevar a la formación de burbujas especulativas que podrían terminar en un colapso en la actividad económica cuando estallan. Por otra parte, los desbalances causados por los *booms* crediticios, cuando impulsan *booms* del consumo, están relacionados con el deterioro de la cuenta corriente como resultados de un incremento de las importaciones de bienes y servicios, con potenciales impactos en la inflación y el deterioro posterior de la cuenta corriente. El deterioro del balance externo ocasionará un incremento de la deuda externa y/o una reducción de las reservas internacionales, con lo que la economía está más vulnerable a *shocks* exógenos.

Por otra parte, una fuerte expansión del crédito que acompaña el mayor dinamismo de la economía, puede estar acompañada por un mayor apetito de riesgo de los bancos, lo cual podría traducirse en un deterioro de la calidad de activos del banco comprometiendo su solvencia [Díaz 2010].

⁶ De acuerdo a los autores, el 68% de los *booms* crediticios en economías emergentes estarían asociados a crisis cambiarias, 55% a crisis bancarias y 33% a *sudden stops*.

La literatura que analiza los auge crediticios identifica los siguientes factores que darían origen a estos eventos: liberalización financiera no controlada (no regulada)⁷, problema de la regulación estática frente al desarrollo financiero dinámico, un mayor flujo de capitales originado por factores externos que una vez que se revierten podrían generar un combinación de crisis bancarias y de balanza de pagos (Chile 1982, Argentina 1979 y México 1994), un *shock* en los términos de intercambio (u otros tipos de *shocks* de oferta) que incrementen la inversión y/o el consumo doméstico, programas de estabilización cambiaria y de política económicas en general no creíbles [Calvo y Vegh 1999], la existencia de esquemas de garantías públicos explícitos o implícitos, el efecto del acelerador financiero bajo el cual un *shock* en el precio de los activos se amplifica a través del efecto en hojas de balance⁸ [Bernanke y Gertler (1990) y Bernanke, Gertler y Gilchrist (1998)]. Independientemente de su origen en general existe la percepción de que los *booms* crediticios terminarán en eventuales crisis financieras con efectos adversos sobre la economía.⁹

Sin embargo, existe evidencia teórica que señala que los *boom* crediticios son un estado normal de la naturaleza, es decir, que puede existir un equilibrio ex-ante con alto crecimiento del crédito que sea una mejor solución [Aghion, Bacchetta y Banerjee (1999a), Aghion, Bacchetta y Banerjee (1999b), Schneider and Tornell (2000)]. Por otra parte, se debe considerar la relación positiva entre el desarrollo del sistema financiero y el crecimiento económico [Rajan y Zingales (1998), Levine y Zervos (1998)] y que por ahora la mayor parte de la evidencia empírica señala que la mayor profundización financiera incentiva un crecimiento y desarrollo económico. Los períodos de mayor auge crediticio o profundización financiera pueden representar despegues permanentes más que *booms* transitorios y, por tanto, no necesariamente se revierten hacia menores niveles de profundización. Por tanto, pese a que los *booms* crediticios podrían derivar en crisis financieras y de balanza de pagos, es posible que

⁷ Kaminsky y Reinhart (1996) hallan evidencia que las políticas de liberalización doméstica y externa estimulan los flujos externos de capital, lo que se traduce en un exceso de liquidez y un eventual incremento de la cartera de créditos de los bancos y la oferta monetaria. Cuando este flujo de capital es intermediado en una economía por un sistema bancario sin una adecuada regulación y poco capitalizado, se produce un incremento en el consumo y las importaciones, mientras que los niveles de inversión se mantienen bajos.

⁸ El acelerador financiero es un resultado de las imperfecciones del mercado financiero las cuales pueden surgir por asimetrías de información, deficiencias institucionales o incentivos perversos que enfrentan prestatarios y prestamistas y que implican que los primeros enfrentan restricciones.

⁹ Gourinchas *op.cit* analizan algunas teorías sobre los factores desencadenantes de un episodio de auge crediticio.

una buena proporción de ellos terminen de manera natural con mayores niveles de profundización de los mercados financieros y un mayor desarrollo económico.

Asimismo, existe evidencia empírica que muestra que la probabilidad de ocurrencia de una crisis financiera luego de un *boom* crediticio varía entre 6% [Tornell y Westermann, 2002] y 20% [Gourinchas *op. cit.*]. Estos trabajos enfatizan que si bien la mayor parte de la crisis financieras están precedidas por un *boom* crediticio, no todos los episodios de rápido crecimiento del crédito se traducen en una crisis financiera.

En los últimos años algunos de estos factores se presentan en las economías de la región, un mayor crecimiento económico (salvo el período de la crisis financiera), mayor flujo de capital y mejores términos de intercambio. De acuerdo a la CEPAL, en 2010 y 2011 América Latina y el Caribe fue la región con mayor crecimiento de entradas de Inversión Extranjera Directa (IED).

Como se mencionó previamente, en un entorno de condiciones favorables de financiamiento externo, en los últimos años se registró un mayor dinamismo del crédito en la región lo que genera cierta preocupación sobre la acumulación de riesgos y vulnerabilidades asociados a períodos de *booms* crediticios. El Informe de Perspectivas Económicas para las Américas de octubre de 2011 del FMI, señal que muchos de los países de la región aplicaron políticas macroprudenciales (Ver Cuadro A1 del anexo) para reducir el crecimiento del crédito y controlar la estabilidad de sus sistemas financieros; sin embargo, pese al uso más generalizado y frecuente de estas medidas su eficacia aún no sería concluyente.

Por ello, es importante fortalecer la supervisión financiera y analizar medidas prudenciales para evitar una prociclicidad excesiva del crédito y robustecer los sistemas de información para poder detectar riesgos sistémicos en el sector de la vivienda y el sector empresarial. Asimismo se requiere realizar un mayor monitoreo de intermediarios no bancarios. De acuerdo al FMI, acorde con la filosofía de Basilea III, es recomendable realizar reformas para la regulación y supervisión de los sistemas financieros: 1) mejorar las estructuras de capitalización y financiamiento de los bancos; 2) reducir la prociclicidad del sistema financiero; 3) ampliar el perímetro de la regulación; 4) reforzar las evaluaciones de la exposición y el grado de interdependencia entre las instituciones financieras; y 5) mejorar la eficacia de la supervisión consolidada.

Sin embargo, como lo menciona el Informe de Servicios Financieros para el Desarrollo 2011 de la CAF, el hecho que los bancos en América Latina hayan superado la prueba de la crisis financiera de 2008 es, sin duda, alentador y da pie a pensar que las entidades están más fortalecidas que en el pasado por la adopción de criterios internacionales de regulación prudencial y supervisión (bancos mejor capitalizados, más eficientes y con prácticas más adecuadas en el manejo de riesgos). Pese a ello, de acuerdo al Informe de la CAF, en promedio, los países de la región presentan un bajo desarrollo de sus sistemas financieros tanto en términos de profundidad como de acceso. Por tanto, las intervenciones para promover el desarrollo financiero deben orientarse a subsanar fallas de mercado y eliminar barreras que limitan el acceso a servicios financieros, sin descuidar criterios micro y macroprudenciales de regulación para evitar la profundización de los ciclos del crédito.

Por tanto, pese al mayor crecimiento del crédito en los países de la región, los niveles de profundización y acceso a servicios financieros son aún moderados, lo cual requiere de un mayor esfuerzo para desarrollar los sistemas financieros, pero en un marco que permita preservar la estabilidad financiera.

III. Medición de los *booms* crediticios

Gran parte de la literatura relacionada con el tema intenta establecer técnicas cuantitativas para distinguir los *booms* crediticios de aquellos períodos de rápido crecimiento del crédito. En general, un *boom* crediticio se define como incremento excepcionalmente grande del crédito [Sa, 2007] que colapsa porque se vuelve insostenible en el corto y mediano plazo, mientras que un período de rápido crecimiento está relacionado con una mayor profundización financiera en los países en desarrollo y que puede estimular un mayor crecimiento económico en el largo plazo [FMI *op. cit.*].

Existen dos metodologías utilizadas en la literatura económica para identificar *booms* crediticios. La primera es un enfoque estadístico, basado en el análisis de las desviaciones del crédito con relación a su tendencia de largo plazo utilizando como en los estudios de Gourinchas, Landerretche y Valdéz (2001, GLV en adelante), FMI *ibid*, Sa *ibid* y Mendoza y Terrones *op.cit.* La segunda metodología es una aproximación econométrica que intenta explicar el nivel de crédito o su crecimiento como en función de variables macroeconómicas [Cotarelli *et al.* (2005), Boissay *et al.* (2005), Egert *et al.* (2006), Kiss *et al.* (2006), Zdzienicka (2009), Coudert y Pouvelle (2009) y Geršl y Seidler (2012)].

III.1. Análisis estadístico

Un *boom* crediticio es un episodio en el cual crédito otorgado al sector privado crece más rápido que en un período típico de expansión del ciclo de negocios. Sin embargo, existe un alto grado de arbitrariedad para identificar dichos períodos de auge crediticio [Barajas *et al.* (2007)]. Desde un punto de vista operativo, se denomina período de *boom* crediticio cuando las tasas de crecimiento observadas o el *ratio* de cartera a PIB superan un determinado umbral, el presente estudio se utilizará la última de estas dos variables. Si bien la elección de dicho umbral difiere en la literatura, es común que se enfoque en la desviación de la variable respecto a su tendencia estimada. La desviación (D) de la tendencia de largo plazo es igual a la diferencia entre el *ratio* cartera a PIB respecto a su tendencia (Ecuación 1).

$$D = \text{ratio} - \text{tendencia} \quad (1)$$

Por definición, un *boom* crediticio es identificado cuando D supera cierto umbral (U):

$$D > U \quad (2)$$

Dependiendo del umbral elegido la definición de un *boom* crediticio será más o menos restrictiva; la elección de un umbral alto está asociada a menos observaciones de auges crediticios. Por ejemplo, GLV consideran dos definiciones de umbral basadas en la desviación relativa y absoluta. La primera compara el tamaño del crédito adicional con el tamaño del sector bancario, mientras que la segunda lo hace con relación al tamaño de la economía.¹⁰ El FMI *op.cit* define el umbral como la desviación estándar de la fluctuación del crédito alrededor de su tendencia (σ) multiplicada por un coeficiente (α) elegido arbitrariamente que se fija en 1,75. Si las desviaciones del ratio cartera/PIB respecto a su tendencia estuvieran normalmente distribuidas, existiría un 5% de probabilidad de observar un boom crediticio. (Ecuación 3).

$$U = \alpha\sigma = 1.75\sigma \quad (3)$$

Barajas *et al. op.cit*, proponen dos reglas para identificar un *boom* crediticio. La primera consiste en la elección arbitraria de un umbral de 10% de crecimiento del *ratio* de cartera a PIB en un determinado año. La segunda metodología identifica un *boom* crediticio si se cumplen una de las siguientes condiciones: i) que la desviación de la tendencia sea 1,5 veces mayor que σ (mismo concepto definido por el FMI *op.cit*) y que la tasa de crecimiento del *ratio* cartera a PIB sea mayor a 10% ó ii) que el *ratio* cartera a PIB sea mayor a 20%.

En la mayoría de los trabajos relacionados con el tema, la tendencia es generalmente estimada a partir del filtro de Hodrick y Prescott-HP (GVL, IMF *op.cit*, Sa *op.cit* y Terrones y Mendoza *op.cit* entre otros). El filtro HP es utilizado ampliamente en la literatura estadística para analizar la tendencia del crecimiento del PIB, su cálculo requiere la fijación de un parámetro de suavización (λ) que los autores establecen en 1600 para datos trimestrales. Ravn y Uhlig (2002) analizan cómo ajustar el parámetro λ ante diferentes frecuencias de los datos. Sin embargo, como señalan Drehmann *et al.* (2010) el ciclo económico no coincide con el ciclo crediticio el cual sería 3 ó 4 veces mayor que el primero.

Siguiendo a GLV la tendencia fue estimada recursivamente a través de filtro HP. Esto consiste en utilizar el filtro de HP en una submuestra inicial de tamaño arbitrario igual a $J > 0$. Posteriormente, se añade una observación a la submuestra utilizada previamente y se emplea nuevamente el filtro hasta utilizar el total de observaciones de la muestra, con lo que la tendencia final captura solamente la última observación en cada ronda, con excepción de la estimación inicial, de la cual se consideran las $J > 0$ observaciones. Los autores sostienen que la

¹⁰ Los autores analizan desviaciones relativas de 12% hasta 42% y desviaciones absolutas de 3% a 8%. Esta metodología parte de una calibración de umbrales para obtener una determinada proporción de episodios de auge crediticio.

estimación recursiva de la tendencia revela la información disponible de la economía en cada momento y permite una identificación más precisa del auge crediticio. Considerando lo señalado por Drehmann *ibid* el parámetro λ fue fijado en 1000, como en el trabajo GVL, en lugar de utilizar los niveles convencionales para frecuencias anuales de 100 y 6,25 propuestos por HP y Ravn y Uhlig *op.cit*, respectivamente.

Para la determinación del umbral se contrastaron las metodologías planteadas por GLV y el FMI. Con la primera metodología se analizó el número de auges crediticios en el período de análisis (1960-2011) considerando desviaciones relativas de 20% hasta 40% y desviaciones absolutas desde 4% hasta 8%, el número de auges crediticios para cada caso se presentan en el Cuadro A2 del anexo. Con el segundo enfoque se verificó la presencia de 22 episodios de *booms* crediticios empleando variaciones relativas y 20 con variaciones absolutas (ver Cuadro A3 del anexo). En el Gráfico A1 del Anexo 1 se presenta el análisis para cada país.

Siguiendo a GVL se definieron tres fases en cada episodio de *boom* crediticio. La primera fase (ascendente) empieza cuando el *ratio* de cartera a PIB supera un umbral límite (línea roja del Gráfico A2 del anexo) y termina el año previo en que la desviación del *ratio* respecto a su tendencia es máxima. La segunda fase corresponde al año en que el *boom* alcanza su máximo nivel (pico). La tercera fase (descendente) empieza al finalizar el pico y culmina cuando el *ratio* retorna al umbral límite. Por tanto, el umbral identifica la existencia de un *boom* mientras que el umbral límite determina su duración.¹¹

Con la metodología de GLV y utilizando desviaciones relativas, en promedio, se obtuvieron 21 episodios de auges crediticios y tres en proceso (última columna del Cuadro A2 del anexo). La duración promedio de un *boom* crediticio se estimó en 9,2 años con una fase inicial o ascendente de 3,4 años y una fase descendente de 5,2 años lo que implicaría que los períodos de fuerte crecimiento del crédito no terminan abruptamente. Con la metodología del FMI, en promedio, los *booms* crediticios tendrían una duración de 5,3 años, 2,4 años en su fase ascendente y 2,5 años en su fase descendente (Cuadro A3 del anexo).¹²

¹¹ Al igual que GLV en el presente trabajo se utilizan umbrales límites de 5% para la desviación relativa y de 2% para la desviación absoluta.

¹² En el caso de la metodología del FMI, para determinar el umbral límite, se empleó un coeficiente $\alpha=1$ en lugar de 1,75 dado en la ecuación (3).

Como lo señala el estudio del FMI *op.cit*, el número de *booms* crediticios es menor que los episodios de rápido crecimiento del crédito. La probabilidad de observar un *boom* crediticio en un determinado año y país es de 5% a 7% considerando la metodología del FMI. Por otra parte, si asumimos un período de rápido crecimiento del crédito como aquel en el que la desviación entre el *ratio* de cartera a PIB respecto a su tendencia supera un umbral similar al de la ecuación (3) con un coeficiente $\alpha=1$ en lugar de 1.75, se obtiene que la probabilidad de observar un período de rápido crecimiento del crédito alrededor de 15 a 16%, lo que implicaría que aproximadamente un 25% de estos período terminarían en *booms* crediticios.

Siguiendo los trabajos de GLV, FMI *ibid* y Mendoza y Terrones *op.cit*, se analizó la dinámica del componente cíclicos de algunas variables macroeconómicas durante los auges crediticios identificados¹³. Para ello, se construyó una ventana de 7 años centrada en el período pico del *boom*. Se analizó el comportamiento del producto, consumo, inversión y los flujos de capital (se obtuvo la mediana de la muestra). Las tres primeras variables están expresadas en términos constantes y per cápita y su tendencia se obtuvo mediante el filtro HP con un parámetro de suavizamiento de 100. Los flujos de capitales están expresados como porcentaje del producto.¹⁴

En el Gráfico 4 se observa la dinámica de las variables seleccionadas alrededor de los *booms* crediticios identificados. El producto y el consumo registran desvíos máximos respecto a sus tendencias un período antes que el *boom* crediticio ($t=-1$), para luego situarse por debajo de sus tendencias cuando el *boom* crediticio se halla en su fase descendente. La inversión (al igual que la entrada de capitales) sigue un patrón similar, pero más pronunciado en los períodos previos (y posteriores) al momento en que el *boom* crediticio alcanza su nivel máximo y llegando a un desviación máxima respecto a su tendencia en $t=0$. De igual manera los flujos de capital se incrementan durante el período del *boom* crediticio hasta alcanzar un nivel cercano a 3,5% del PIB para luego caer hasta a 1% en el período $t=3$. En general los resultados muestran que los *booms* crediticios están asociados con períodos de expansión económica.¹⁵

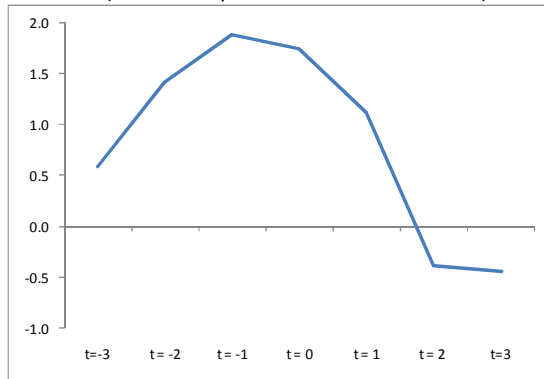
¹³ Este ejercicio se lo realizó considerando los *booms* crediticios identificados con la metodología del FMI.

¹⁴ La información se obtuvo de la base de datos del Banco Mundial.

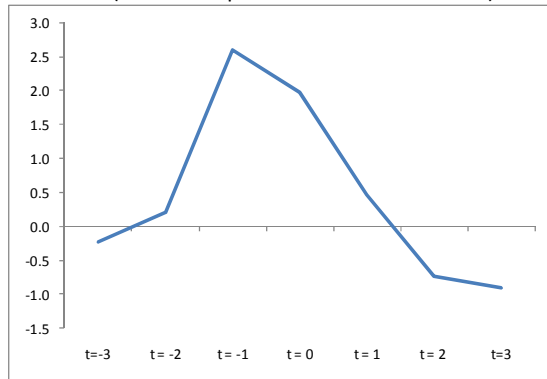
¹⁵ Se analizaron otras variables como el tipo de cambio real, la cuenta corriente y la inflación, los resultados no difieren de los presentando en los trabajos de GLV y Terrones y Mendoza *op.cit* y pueden ser solicitados al correo del autor.

Gráfico 3: DINÁMICA DE VARIABLES MACROECONÓMICAS SELECCIONADAS EN PERÍODOS DE *BOOMS* CREDITICIOS

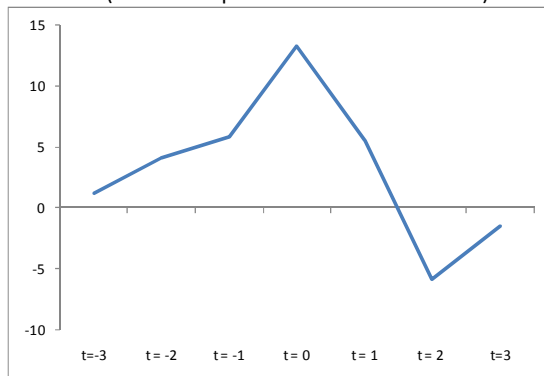
Producto (desviación porcentual de la tendencia)



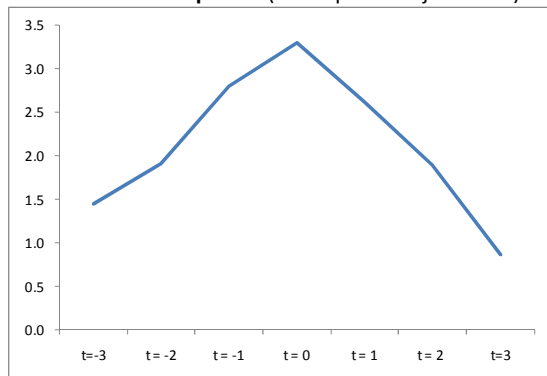
Consumo (desviación porcentual de la tendencia)



Inversión (desviación porcentual de la tendencia)



Entrada neta de capitales (como porcentaje del PIB)



Fuente: Cálculos del autor con base a información del Banco Mundial

De los resultados obtenidos se puede evidenciar que, en general, los países de la región no se atraviesan períodos de *booms* crediticios. Considerando la metodología de GLV, con una desviación relativa de 30% y una desviación absoluta de 6%, entre 2 a 4 países estarían atravesando un período de *boom* crediticio. Si se considera la metodología del FMI con desviaciones relativas ningún país enfrentaría un *boom*. Sin embargo, se debe notar que más del 50% de los países se encuentran por encima de los umbrales límites, lo cual refleja la dinámica del crédito en la región en los últimos años y la necesidad.

III.2. Análisis econométrico

III.2.1. Metodología

En los últimos años se incrementó marcadamente el análisis de paneles en los cuales el número de períodos (T) y el número de grupos (N) son grandes y de igual magnitud. Como señalan Pesaran *et al* (1999), en la práctica en tales casos se puede estimar N regresiones separadas y calcular las medias de los coeficientes o alternativamente agrupar los datos y asumir que los coeficientes de las pendientes y las varianzas de los errores son idénticos¹⁶. En el primer caso los autores señalan que el estimador Mean Group (MG)¹⁷ provee estimaciones consistentes de la media de los coeficientes de largo plazo, pero no considera que algunos parámetros puedan ser iguales entre los grupos, en cuyo caso los estimadores serán ineficientes.

En el segundo caso, se debe considerar que, bajo ciertos supuestos¹⁸, en la literatura de paneles dinámicos existen métodos que permiten obtener estimaciones consistentes de los coeficientes de largo plazo cuando T es pequeño y N es grande; sin embargo, cuando T es grande Pesaran y Smith (1995) muestran que los procedimientos tradicionales de los modelos agrupados (efectos fijos, variables instrumentales o el método generalizados de momentos) pueden producir, en un modelo de datos de panel dinámico, estimadores inconsistentes y potencialmente erróneos de los valores medios de los parámetros, salvo que los coeficientes de la pendiente, de hecho, sean idénticos. Asimismo, en general, en paneles de este tipo (T grande) las distintas pruebas indican que los parámetros difieren entre grupos.

Pesaran *et al* (1999) proponen un procedimiento intermedio denominado estimador de Pooled Mean Group (PMG) que restringe los coeficientes de largo plazo a ser idénticos entre los grupos, pero permite que los coeficientes de corto plazo y la varianza de los errores difieran entre los grupos. Los autores indican que es razonable pensar que las relaciones de equilibrio de largo plazo entre variable sean homogéneas entre grupos debido a restricciones presupuestarias o de liquidez, condiciones de arbitraje o tecnologías comunes. Mientras que esta supuesta no resulta tan atractivo para la dinámica de corto plazo y las varianzas de los errores. Por otra parte, el no imponer igualdad en las pendientes de los coeficientes de corto

¹⁶ En paneles con donde N es pequeño y T grande, Zellner (1962) ofrece un estimador natural llamado SURE (*Seemingly Unrelated Regression Equation*), que permite estimaciones no restringidas de las covarianzas contemporáneas de los residuos. Sin embargo, este procedimiento es factible sólo cuando N es razonablemente pequeño respecto a T .

¹⁷ Estimador propuesto por Pesaran y Smith (1995).

¹⁸ En particular se requiere que los parámetros específicos de grupo se distribuyan de forma independiente de los regresores y que los regresores sean estrictamente exógenos.

plazo, el estimador PMG permite que la especificación dinámica (el número de rezagos incluidos) difiera entre los grupos.

Dados los datos para los períodos $t = 1, 2, \dots, T$, y grupos $i = 1, 2, \dots, N$, se desea estimar el siguiente modelo auto-regresivo de rezago distribuido (ARDL):

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Donde X_{it} es un vector $k \times 1$ de variables explicativas; δ_{it} son los vectores de coeficiente $k \times 1$; λ_{ij} son escalares y μ_i representa los efectos fijos. T debe ser lo suficientemente grande para poder estimar un modelo para cada grupo por separado.

Si las variables son, por ejemplo, integradas de orden 1 (ie $I(1)$) y existe un relación de cointegración entre ellas, el término de error sigue un proceso $I(0)$ para todo i . Una de las características principales de las variables cointegradas es su respuesta a cualquier desviación del equilibrio a largo plazo. Esta característica implica un modelo de corrección de error, en el que la dinámica de corto plazo de las variables del sistema está influenciada por las desviaciones del equilibrio. Por ello, es común reparametrizar la ecuación (4) en una ecuación de corrección de error:

$$\Delta y_{it} = \phi_i (y_{i,t-1} - \theta'_{ij} X_{i,t-j}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta'_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Donde: $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$, $\theta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij} / (1 - \sum_k \lambda_{ik})$, $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$ $j = 1, 2, \dots, p-1$, y $\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im}$ $j = 1, 2, \dots, q-1$.

El parámetro ϕ_i es el término de ajuste de la velocidad de corrección del error. Si $\phi_i = 0$, no existiría evidencia de una relación de largo plazo. Se esperaría que este parámetro sea negativo y significativo bajo el supuesto de que las variables muestran un retorno hacia un equilibrio de largo plazo. El vector θ'_i contiene las relaciones de largo plazo entre las variables.

Dado que la ecuación (5) es no lineal Pesaran *et al* (1999) desarrollaron un método de máximo verosimilitud para la estimación de los parámetros. Expresando la probabilidad como el producto de la probabilidad de cada sección transversal y tomando logaritmos se tiene:

$$l_T(\theta', \varphi', \sigma') = -\frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln(2\pi\sigma_i^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_i^2} \{\Delta y_i - \phi_i \xi_i(\theta)\}' H_i \{\Delta y_i - \phi_i \xi_i(\theta)\} \quad (6)$$

Para $i = 1, \dots, N$, donde $\xi_i(\theta) = y_{i,t-1} - X_i \theta_i$, $H_i = I_T - W_i (W_i' W_i)^{-1} W_i'$, I_T es una matriz identidad de orden T y $W_i = (\Delta y_{i,t-1}, \dots, \Delta y_{i,t-p+1}, \Delta X_i, \Delta X_{i,t-1}, \dots, \Delta X_{i,t-q+1})$. El estimador

PMG puede ser calculado por el algoritmo de Newton-Raphson y alternativamente el algoritmo “*back-substitution*”.

El estimador MG permite realizar estimaciones consistentes de la media de los coeficientes de largo plazo; sin embargo, cuando existe homogeneidad en las pendientes este estimador deja de ser eficiente. Si los coeficientes de largo plazo son iguales para todos los grupos PMG será consistente y eficiente. Pesaran *ibid* recomiendan probar estadísticamente la existencia de homogeneidad a través de la prueba de Hausman, que compara las estimaciones de los estimadores MG y PMG.

Como lo señalan Bebczuk y Garegnani (2006), la robustez econométrica de los resultados del estimador PMG dependerá de sus propiedades de eficiencia y consistencia, las que reposan en dos condiciones: que los residuos de las regresiones no estén serialmente correlacionados y que las variables explicativas puedan ser tratadas como exógenas. A fin de satisfacer estas condiciones la literatura empírica que emplea esta metodología [Raniciere y Loayza (2002), Calderón et al (2003) y Calderón y Schmidt-Hebbel (2008)] incorpora rezagos de la variables explicativas y de la variable dependiente para evitar problemas con la especificación dinámica [Hendry y Mizon 1978]. El presente trabajo sigue esta estrategia.

En este trabajo, a partir de las metodologías de MG y PMG, se estimó la relación entre el *ratio* de cartera a PIB en función a un conjunto de variables. Para ello, primero se analizó el orden de integración y la posible existencia de una relación de cointegración entre el *ratio* de cartera a PIB y las posibles variables explicativas. Segundo, se realizó la estimación con las metodologías MG y PMG. Tercero, se probó la homogeneidad de los parámetros de largo plazo. Finalmente, se consideró que los valores ajustados del *ratio* cartera a PIB del modelo seleccionado corresponden a sus valores normales o de equilibrio con relación a sus fundamentales y se los comparó con los niveles observados.

III.3.2. Resultados empíricos

En la literatura empírica relacionada con la estimación de los factores que influyen en el comportamiento del crédito existe un conjunto de variables ampliamente utilizado, entre las que se hallan el PIB per cápita o el crecimiento del PIB, la tasa de interés (real o nominal), la tasa de inflación, los precios de viviendas, el flujo de capitales, el régimen de tipo de cambio, la deuda pública, entre otras, algunas de las cuales también son utilizadas en el presente trabajo.

La muestra está constituida por 18 países latinoamericanos y el período abarca 30 años, de 1980 a 2010 con periodicidad anual. La información corresponde a la reportada en las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI (IFS por sus siglas en inglés) y la base de datos del Banco Mundial.

De acuerdo a la metodología planteada primero se realizaron de pruebas de raíz unitaria para datos de panel: Levin, Lin y Chu (2002); Breitung (2000); Im, Pesaran y Shin (2003) así como las pruebas de de Dickey-Fuller aumentado y Phillips-Perron (Cuadro A4 del Anexo). De acuerdo a los resultados obtenidos, el *ratio* cartera a PIB y el PIB per cápita presentan raíces unitarias, mientras que el resto de variables consideradas serían estacionarias. Por tanto, sólo el producto influiría en la relación cartera a PIB en el largo plazo. Para verificar la existencia de dicha relación se efectuaron las pruebas de cointegración para datos de panel [Maddala y Wu (1999), Kao (1999) y Westerlund (2007)]. Se evidenció que efectivamente existiría una relación de largo plazo entre ambas variables (Cuadro A5 – A8 del Anexo).

A partir de estos resultados, utilizando la metodología propuesta por Pesaran *et al* (1999), se estimó un modelo de corrección de errores como el presentado en la ecuación (6). Inicialmente se empleó el PIB per cápita como única variable tanto en la relación de largo como de corto plazo. Se estimaron especificaciones con distintos números de rezagos empezando con un modelo ARDL (1,0) hasta un modelo ARDL (2,2) con los estimadores MG y PMG, los resultados se presentan en el Cuadro A9 del anexo.¹⁹

En todas las especificaciones estimadas mediante el estimador PMG se halló evidencia de que el PIB per cápita ejerce un efecto positivo y significativo en el largo plazo sobre el *ratio* cartera a PIB, mientras que los parámetros de largo plazo estimados MG resultaron positivos, pero no significativos. El estimador PMG resultó ser el preferido por sus propiedades de consistencia y eficiencia con base a la prueba de Hausman el cual se reporta al pie del Cuadro A9 del anexo. De acuerdo con los resultados del estimador PMG, por cada punto porcentual de incremento del PIB per cápita, el *ratio* de cartera sube aproximadamente en 0,43 puntos porcentuales. El signo y el tamaño del coeficiente de ajuste, que resultó estadísticamente significativo y con el signo negativo esperado, puede ser considerado como un indicador de cointegración entre las variables y por tanto, de la existencia de una relación de largo plazo.

¹⁹ No se incluyeron rezagos adicionales debido a que algunas de las series de tiempo son relativamente cortas y por tanto, los grados de libertad son limitados.

Si bien la relación de largo plazo resultó significativa (con la metodología PMG), los parámetros de corto plazo no lo fueron (salvo los rezagos de la variable dependiente). Por ello, a partir de la especificación del modelo ARDL (2 2) se eliminaron sucesivamente los parámetros menos significativos. En la especificación preferida se incluyeron dos rezagos de la variable dependiente y sólo el primer rezago de la variable independiente. Los resultados señalados en el párrafo anterior no cambian significativamente (columna ARDL (2 2)*) del Cuadro A9 del anexo).²⁰

Una de las ventajas de la metodología del estimador PMG es que pueden emplearse variables $I(1)$ y $I(0)$. Por ello, se incluyeron sucesivamente algunas variables que podrían influir en la relación de corto plazo de acuerdo al siguiente orden: inflación, tasas de interés nominales y flujos de capitales como porcentaje del PIB²¹, las cuales resultaron $I(0)$ en niveles tal como se reporta en el Cuadro A4. Las estimaciones se presentan en el Cuadro A10 del anexo²², en todas ellas se confirma la existencia de una relación de largo plazo significativa entre el *ratio* de cartera a PIB y el PIB per cápita y en general no existen cambios significativos en el nivel del parámetro de largo plazo estimado. Finalmente, se estimó un modelo que considera aquellas variables que resultaron significativas en la relación de corto plazo, las conclusiones respecto a la relación de largo plazo tampoco difieren de las obtenidas con las primeras especificaciones.²³

A partir de las estimaciones de la relación de largo plazo se calcularon los niveles ajustados del *ratio* de cartera a PIB para cada país, los cuales se consideraron como los niveles de equilibrio y se los comparó con los niveles observados. La brecha entre el equilibrio estimado para 2010 y el *ratio* cartera a PIB observado se presentan en el Gráfico 6. De acuerdo a los resultados obtenidos y de acuerdo a la especificación empleada, alrededor de 12 de los 18 países de la muestra tendrían niveles inferiores a sus niveles de equilibrio, 6 de los cuales presentarían una

²⁰ Se estimó un modelo ARDL en el cual se incluyeron hasta tres rezagos de la variable dependiente y sólo dos de la variable independiente, los resultados del estimador PMG no cambian con relación a los hallados previamente. En el caso del estimador MG el parámetro de largo plazo resultó positivo y significativo (0,6), nuevamente al realizar la prueba de Hausman el modelo PMG resultó el elegido (resultados disponibles al ser solicitados al correo del autor).

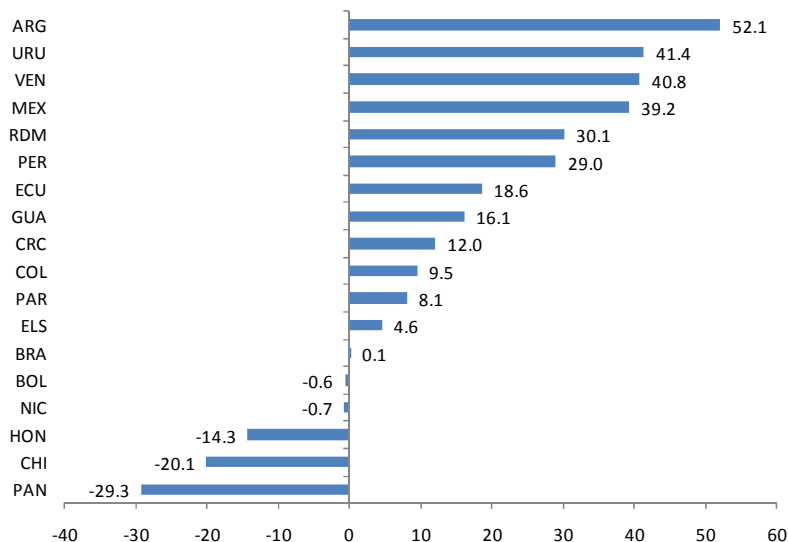
²¹ Al incluir cada variable se consideraron dos casos: 1) Se incluyó la nueva variable sin rezagos y 2) se incluyó la nueva variable con un rezago. En ambos casos se incluyó un rezago de la variable dependiente.

²² En la última columna se reporta una especificación en la cual se incluyó un rezago de todas las variables y que posteriormente se eliminaron sucesivamente los parámetros menos significativos.

²³ Asimismo, se estimaron especificaciones en las cuales se quitaron países cuyos niveles de profundización financiera (medida por el *ratio* cartera a PIB) podrían ser considerados como extremos (Panamá y Chile), los resultados no difieren de los previamente obtenidos (Esta información no se reporta en el presente trabajo pero puede ser obtenida solicitándola al correo del autor).

brecha mayor a 20 puntos porcentuales, 3 países de la muestra se encontrarían alrededor de su nivel de equilibrio y 3 países estarían por encima de este nivel.

Gráfico 4: BRECHA EN EL NIVEL DE EQUILIBRIO Y EL *RATIO* CARTERA / PIB OBSERVADO (En porcentajes)



Fuente: Cálculos del autor

Hay una amplia gama de niveles de equilibrio entre los países de la región, con una heterogeneidad incluso mayor en los niveles actuales. La mayor brecha la presenta Argentina (52%), seguida por Uruguay (29%). Es interesante observar que los países con menores niveles de profundización financiera (medida por el *ratio* cartera a PIB) son precisamente los que registran la mayor brecha. Por tanto, de acuerdo a los resultados obtenidos aún existiría un espacio importante para que los países de la región promuevan una mayor profundización de sus sistemas financieros.

IV. Conclusiones

En los últimos años se registró un importante crecimiento del crédito en los países de la región, aspecto que ha generado preocupación debido a que una expansión excesiva podría generar *booms* crediticios con el riesgo de derivar en crisis financieras y de balanza de pagos. Sin embargo, un crecimiento elevado del crédito en países emergentes es el resultado de un proceso de convergencia en la medida que se generan mayores oportunidades de inversión y se facilita el acceso al crédito lo cual tiene un efecto positivo sobre el crecimiento económico. Por otra parte, existe un *stock* de crédito inicial bajo en estas economías, en comparación con los países avanzados.

En el presente estudio se analiza la presencia de *booms* crediticios en los países de la región y la brecha entre el nivel observado del *ratio* cartera a PIB con relación a su nivel de equilibrio en función a los factores que afectan la trayectoria de largo plazo de esta variable. Para ello, se utiliza un método estadístico basado en la desviación de la tendencia de largo plazo y un método econométrico que analiza la relación de largo plazo entre el *ratio* cartera a PIB y sus fundamentales.

A partir del primer enfoque se observó que, en general, los países de la región no se hallan en período de *booms* crediticios; sin embargo, se evidenció una aceleración en gran parte de ellos. Por otra, se verificó que los *booms* crediticios identificados coinciden con fluctuaciones macroeconómicas, que no terminarían abruptamente y período de rápido crecimiento del crédito no necesariamente terminan en *booms*.

El enfoque econométrico permitió analizar el crecimiento del crédito con relación a sus fundamentales. Se intentó explicar si el crecimiento acelerado del crédito en los últimos años puede ser asociado a un efecto de convergencia hacia niveles acordes con el nivel de desarrollo económico de los países de la región. En general, los resultados indicarían que en 2010 aún existe una brecha importante entre el nivel de equilibrio del crédito y los niveles observados lo cual sugiere que los países de la región aún tienen un espacio importante para desarrollar la actividad de intermediación.

Por otra parte, se debe considerar que pese al mayor crecimiento del crédito en los países de la región, los niveles de profundización y acceso a servicios financieros son aún moderados, lo cual requiere de un mayor esfuerzo para desarrollar los sistemas financieros, pero en un marco que permitan preservar la estabilidad financiera.

Sin embargo, no se pueden olvidar las experiencias pasadas de auges crediticios y sus consecuencias para el sistema financiero y la economía en general, por lo que la expansión del crédito debe ser acompañada por un arquitectura financiera que elimine distorsiones y mejore los incentivos a través de una mayor supervisión y capacitación y el establecimiento de estándares más transparente y seguros de la actividad bancaria así como mejoras en los sistemas legales.

Anexo

Cuadro A.1.: RESUMEN DE MEDIDAS MACROPRUDENCIALES RECIENTES EN LA REGIÓN

Instrumentos de política	Política y medida	Motivación / objetivo
Requisitos de capital y relación préstamo/valor	Brasil (mercado de crédito de largo plazo al consumo-2010)	Desacelerar el crecimiento del crédito al consumo y reducir el plazo del crédito.
Provisiones dinámicas	Bolivia (2008), Colombia 2007), Perú (2008), Uruguay (2001)	Instrumento anticíclico de acumulación, en épocas de bonanza, de un colchón de reservas frente a pérdidas previstas, para liberarlas en tiempos difíciles.
Requisitos de liquidez	Colombia (2008)	Instrumentos para identificar, medir, monitorear y/o controlar el riesgo de liquidez en situaciones difíciles.
Requisitos de encaje sobre los depósitos bancarios	Perú (2011), Brasil (2010), Uruguay (2009,2010, 2011)	Limitar el crecimiento del crédito, gestionar la liquidez y complementar la política monetaria para lograr metas macroprudenciales.
Requisitos de encaje sobre los depósitos bancarios crédito de corto plazo de las instituciones bancarias	Perú (2011)	Instrumento prudencial no cuantitativo para aumentar el costo de financiación de los bancos y disminuir el interés en oportunidades de inversión nacionales.
Instrumentos para gestionar el riesgo del crédito en divisas	Perú (2010), Uruguay (2010)	Asimilar los riesgos de los créditos en divisas vinculados a los préstamos a deudores sin cobertura.
Límites a las posiciones en monedas extranjeras	Brasil (reservas obligatorias respecto de posiciones cortas de contado en dólares estadounidenses, 2011), Perú (2010)	Medidas cuantitativas para gestionar el riesgo cambiario de los activos y pasivos en monedas extranjeras incluidos o no en el balance.
Otros	Otros Perú (límites a la inversión extranjera de los fondos de pensiones, 2010)	Medidas para facilitar las salidas de capital y disminuir las presiones sobre la moneda, la demanda interna y los precios al consumo.

Fuente: Fondo Monetario Internacional

Cuadro A.2.: RESULTADOS DE LA IDENTIFICACIÓN DE BOOMS CREDITICIOS CON LA METODOLOGÍA DE GLV

	Variaciones relativas (%)					promedio
	20	25	30	35	40	
Episodios concluidos	29	25	22	18	12	21
Episodios vigentes	5	4	2	1	1	3
Duración						
Fase inicial	3.3 (2.13)	3.2 (2.19)	3.3 (2.23)	3.7 (2.24)	3.5 (2.39)	3.4
Fase final	4.6 (2.82)	5.0 (2.77)	5.1 (2.82)	5.2 (2.57)	6.2 (2.25)	5.2
Total	8.2 (3.91)	8.5 (4.04)	9.1 (3.91)	9.4 (3.99)	10.7 (3.87)	9.2
	Variaciones absolutas (%)					promedio
	4	5	6	7	8	
Episodios concluidos	30	28	24	19	15	23
Episodios vigentes	6	4	4	3	3	4
Duración						
Fase inicial	4.3 (3.35)	4.4 (3.48)	4.6 (3.55)	5.1 (3.64)	5.6 (3.89)	4.8
Fase final	2.9 (1.86)	2.9 (1.91)	2.9 (1.98)	2.7 (1.85)	2.7 (2.02)	2.8
Total	7.4 (3.69)	7.4 (3.83)	7.9 (3.87)	8.6 (3.54)	9.1 (3.74)	8.1

Fuente: Cálculos del autor

Nota (*) Desviación estándar en paréntesis

Cuadro A.3.: RESULTADOS DE LA IDENTIFICACIÓN DE BOOMS CREDITICIOS CON LA METODOLOGÍA DEL FMI

	Variaciones		promedio
	Relativas	Absolutas	
Episodios concluidos	22	20	21
Episodios vigentes	0	2	1
Duración			
Fase inicial	2.3 (1.32)	2.6 (1.33)	2.4
Fase final	2.9 (1.84)	2.2 (1.00)	2.5
Total	5.5 (2.50)	5.2 (1.61)	5.3

Fuente: Cálculos del autor

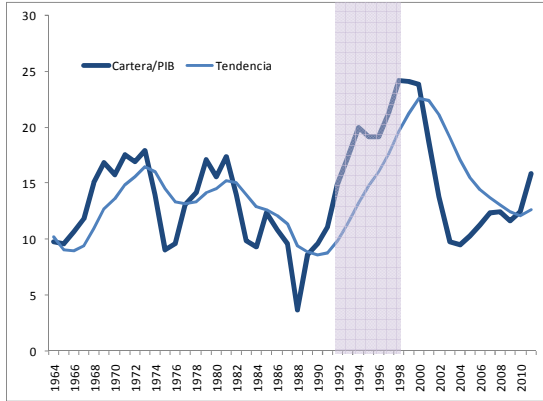
Nota (*) Desviación estándar en paréntesis

Gráfico A.1.: IDENTIFICACIÓN DE *BOOMS* CREDITICIOS A PARTIR DE LA RELACIÓN CARTERA A PIB EN AMÉRICA LATINA CON LA METODOLOGÍA DEL FMI

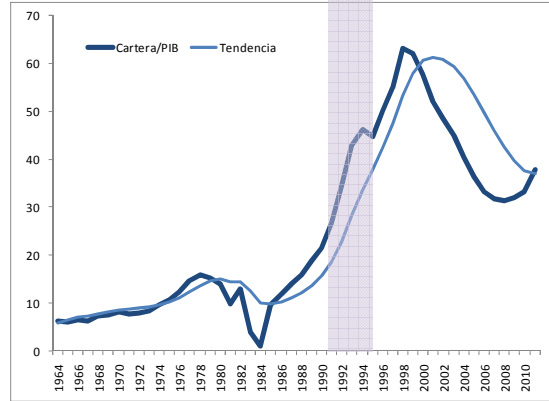
Metodología de GLV

Metodología del FMI

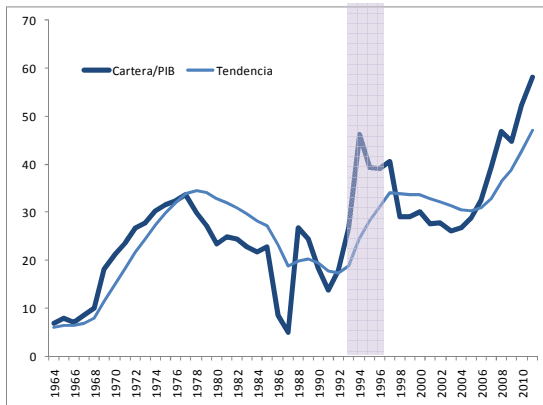
Argentina



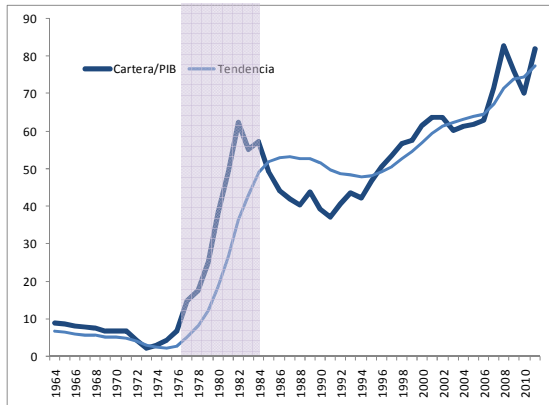
Bolivia



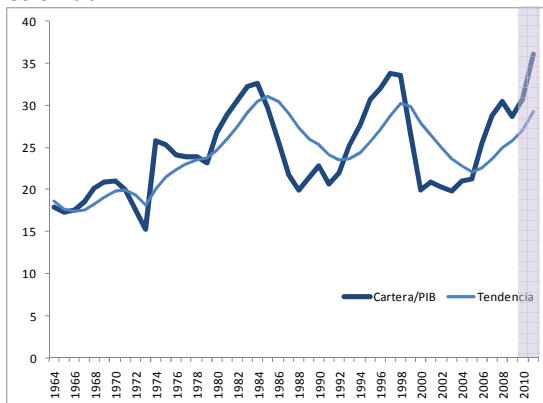
Brasil



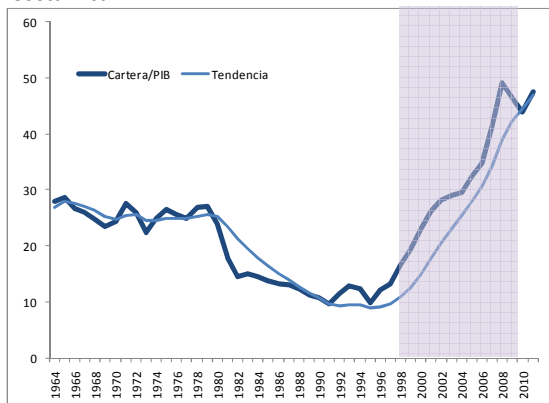
Chile



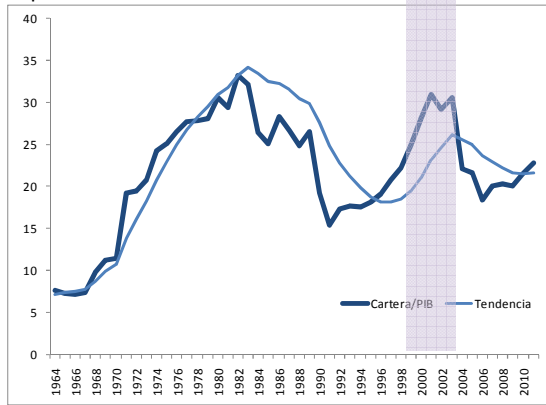
Colombia



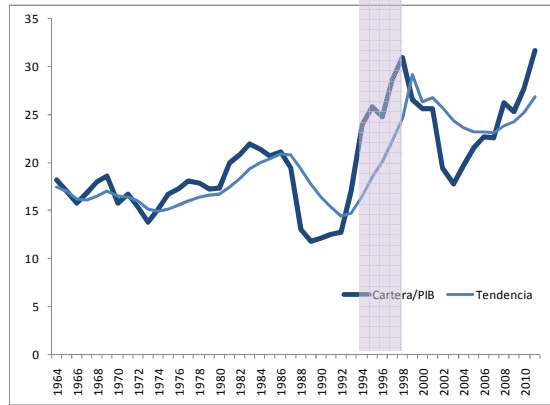
Costa Rica



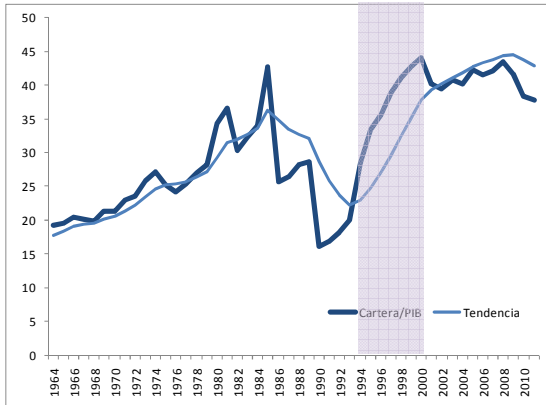
República Dominicana



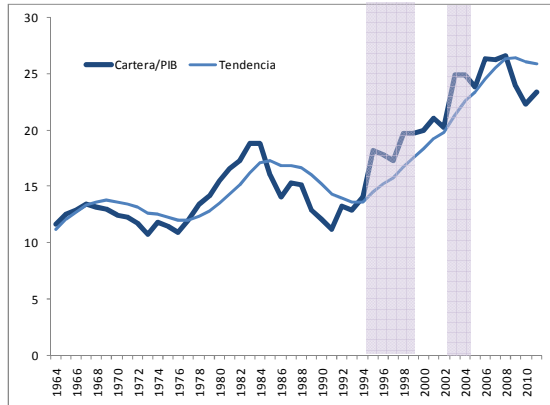
Ecuador



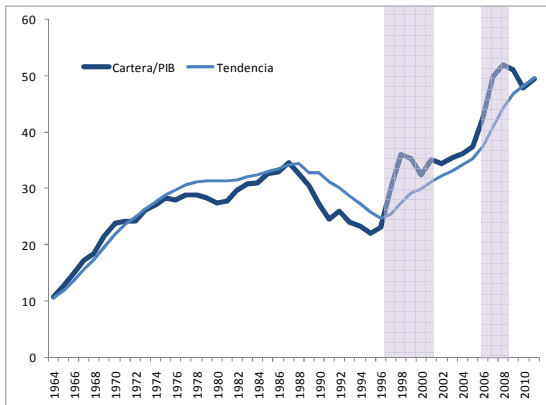
El Salvador



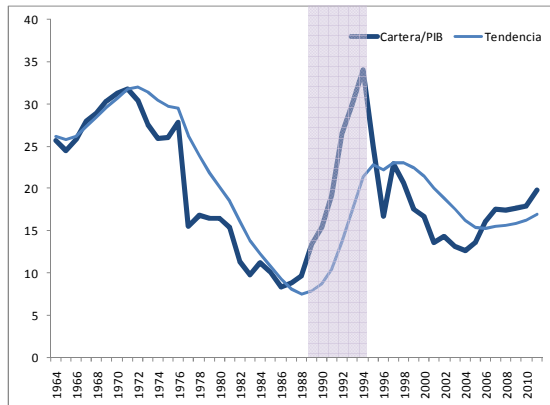
Guatemala



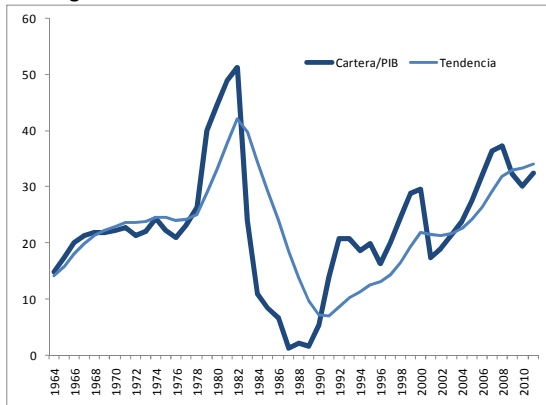
Honduras



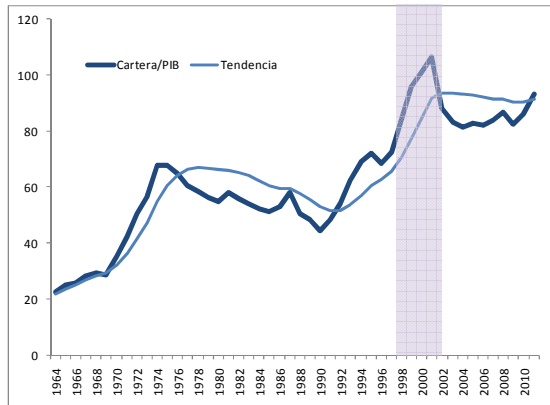
México



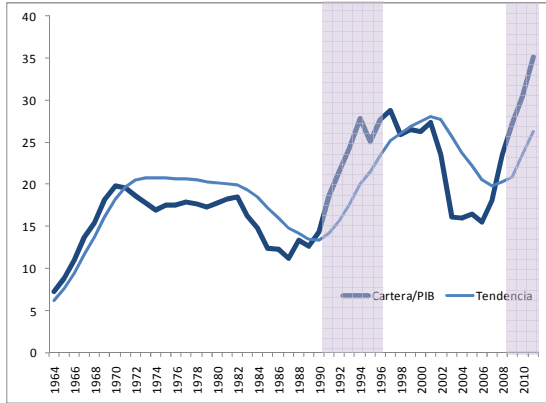
Nicaragua



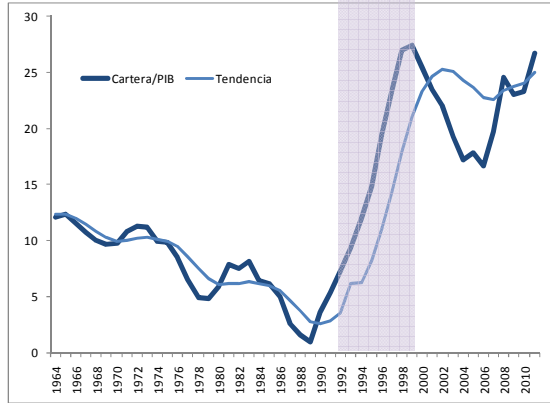
Panamá



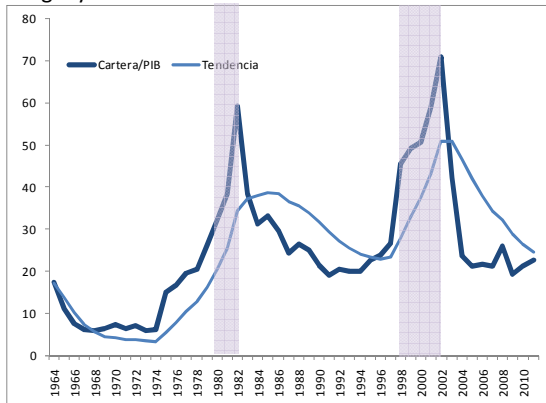
Paraguay



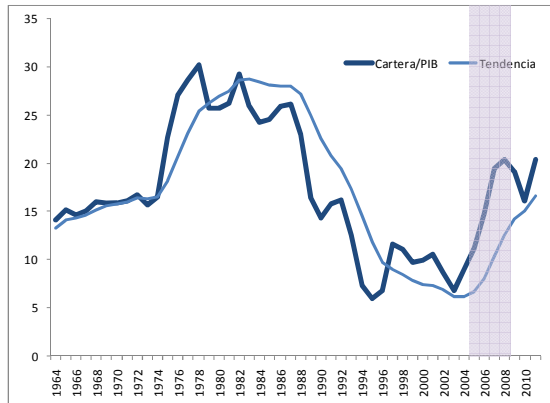
Perú



Uruguay

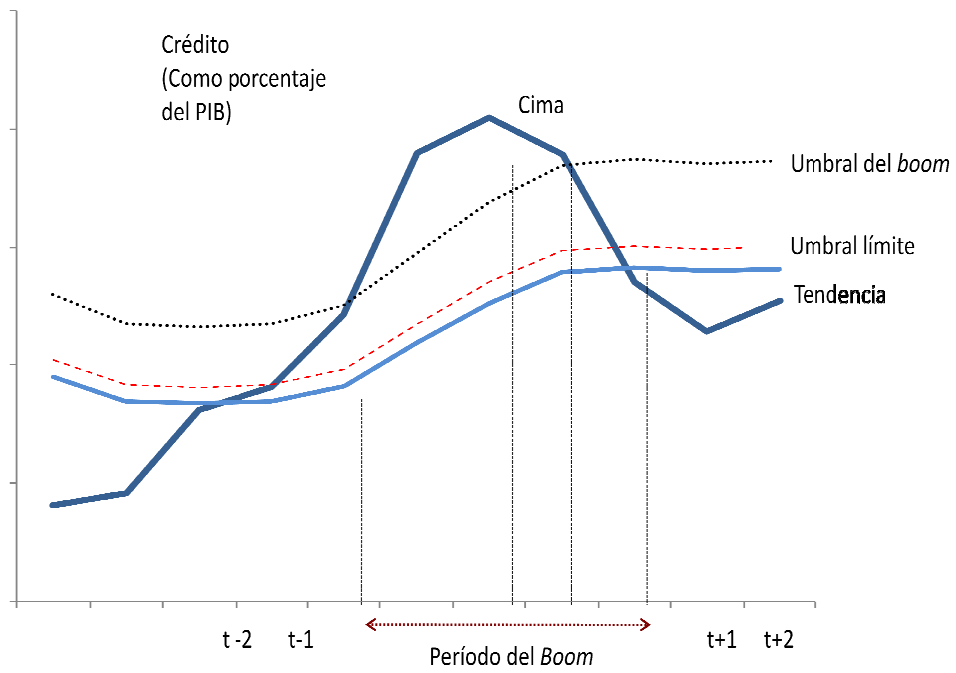


Venezuela



Fuente: Cálculos del autor con base a información del Banco Mundial

Gráfico A.2.: DEFINICIÓN DE UN EPISODIO DE *BOOM* CREDITICIO



Fuente: Cálculos del autor

Cuadro A.4.: PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Variable	Levin, Lin & Chu (est-t)		Breitung (est-t)		Im, Pesaran & Shin (est-W)		ADF (Fisher Chi ²)		Phillips-Perron (Fisher Chi ²)	
	H0 = Raíz unitaria (Asume un proceso de raíz unitaria común)				H0 = Raíz unitaria (permite que existan procesos no estacionarios individuales)					
	Estadíst.	Prob.	Estadíst.	Prob.	Estadíst.	Prob.	Estadíst.	Prob.	Estadíst.	Prob.
Log(cartera/PIB)	-0.5131	0.3040	-0.6233	0.2665	-0.7200	0.2358	38.4948	0.3573	35.9822	0.4695
Log PIB per cápita (PPP)	2.9361	0.9983	0.9509	0.8292	9.2293	1.0000	2.3747	1.0000	0.6215	1.0000
Tasa de interés nominal	-6.8324	0.0000	-2.5500	0.0054	-4.5790	0.0000	60.2355	0.0037	58.1315	0.0061
Tasa de inflación	-8.9703	0.0000	-8.8245	0.0000	-8.5517	0.0000	135.8340	0.0000	110.9650	0.0000
Flujo de capitales/PIB	-4.6045	0.0000	-4.3051	0.0000	-4.6133	0.0000	82.6503	0.0000	80.6171	0.0000

Fuente: Cálculos del autor

**Cuadro A.5.: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE FISHER
H0: NO EXISTE COINTEGRACIÓN**

Número de ecuaciones de cointegración	Estadístico F*		Est. de Fisher*	Prob.
	Prueba de la traza	Prob.		
Ninguno	66.62	0.0014	66.37	0.0015
A lo sumo 1	35.79	0.4785	35.79	0.4785

Fuente: Cálculos del autor

Nota (*) Probabilidades calculadas utilizando la distribución Chi-cuadrado asintótica

**Cuadro A.6.: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE KAO
H0: NO EXISTE COINTEGRACIÓN**

	Estadístico-t	Prob.
ADF	-2.8090	0.0025
Varianza residual	0.0448	
Varianza HAC	0.0348	

Fuente: Cálculos del autor

**Cuadro A.7.: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE PEDRONI
H0: NO EXISTE COINTEGRACIÓN**

	Estadístico	Prob.	Podenrados	
			Estadístico	Prob.
Dentro de la dimensión				
Panel v-Statistic	1.4054	0.0799	1.3448	0.0893
Panel rho-Statistic	-1.8166	0.0346	-1.5782	0.0573
Panel PP-Statistic	-2.4331	0.0075	-2.0023	0.0226
Panel ADF-Statistic	-2.0048	0.0225	-1.9642	0.0248
	Estadístico	Prob.		
Entre la dimensión				
Group rho-Statistic	0.487801	0.6872		
Group PP-Statistic	-0.78779	0.2154		
Group ADF-Statistic	-1.457469	0.0725		

Fuente: Cálculos del autor

Cuadro A.8.: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE WESTERLUND
H0: NO EXISTE COINTEGRACIÓN

Estadístico	Valor	Valor-Z	Prob.	Prob. robusta
Gt	-2.1030	-1.5360	0.0620	0.0400
Ga	-4.3260	2.1950	0.9860	0.7950
Pt	-7.7920	-1.6600	0.0480	0.0440
Pa	-4.4150	-0.1760	0.4300	0.2490

Fuente: Cálculos del autor

Nota (*) La selección del número óptimo de retardos y adelantos para el cálculo de los *test* de cointegración se realizó por medio del criterio de información de Akaike (AIC). La probabilidad es para un *test* de una cola basado en la distribución normal. La amplitud de banda del Kernel de Barlett se fijó como: $4(T/100)^{2/9}$. La probabilidad robusta se obtuvo mediante un procedimiento *bootstrap* empleando 800 iteraciones. Los *tests* se han calculado incluyendo una constante determinística. Los cálculos se han realizado utilizando el comando *xtwest* de Stata desarrollado por Persyn y Westerlund (2008).

Cuadro A.9.: VARIABLE DEPENDIENTE $\log(\text{crédito}/\text{PIB})$

	Pooled Mean Group						Mean Group					
	ARDL(1 0)	ARDL(1 1)	ARDL(2 0)	ARDL(2 1)	ARDL(2 2)	ARDL(2 2)*	ARDL(1 0)	ARDL(1 1)	ARDL(2 0)	ARDL(2 1)	ARDL(2 2)	ARDL(2 2)*
Coefficiente de largo plazo	0.4392 *	0.4030 *	0.4365 *	0.4216 *	0.7783 *	0.4338 *	0.2134	0.2047	0.1554	0.1086	2.2845	0.2523
	(0.0769)	(0.0803)	(0.0667)	(0.0748)	(0.0793)	(0.0791)	(0.1921)	(0.1904)	(0.2230)	(0.2440)	(1.9488)	(0.1150)
Coefficiente de corrección de error	-0.2468 *	-0.2415 *	-0.2469 *	-0.2388 *	-0.2347 *	-0.2289 *	-0.3129 *	-0.3091 *	-0.3225 *	-0.3167 *	-0.3139 *	-0.2977 *
	(0.0358)	(0.0427)	(0.0286)	(0.0341)	(0.0519)	(0.0317)	(0.0428)	(0.0437)	(0.0393)	(0.0369)	(0.0478)	(0.0320)
Coefficientes de corto plazo												
$\diamond(\log(\text{crédito}/\text{PIB}(-1)))$	0.1488 *	0.1313 *	0.1417 *	0.1273 *	0.1071 **	0.1424 *	0.1556 **	0.1389 **	0.1618 *	0.1440 *	0.1149 **	0.1560 *
	(0.0510)	(0.0498)	(0.0456)	(0.0424)	(0.0429)	(0.0362)	(0.0492)	(0.0480)	(0.0448)	(0.0407)	(0.0442)	(0.0369)
$\diamond(\log(\text{crédito}/\text{PIB}(-2)))$			0.0936 ***	0.1009 **	0.0836 ***	0.1026 **			0.1057 **	0.1113 **	0.0916 ***	0.1103 **
			(0.0504)	(0.0474)	(0.0491)	(0.0495)			(0.0509)	(0.0501)	(0.0511)	(0.0489)
$\diamond(\log(\text{PIB per cápita PPP}))$	-0.2188	-0.1980	-0.1759	-0.1431	-0.2592		-0.2734	-0.2574	-0.2473	-0.2166	-0.2887	
	(0.3216)	(0.3583)	(0.3186)	(0.3577)	(0.3121)		(0.3237)	(0.3575)	(0.3383)	(0.3774)	(0.3295)	
$\diamond(\log(\text{PIB per cápita PPP}(-1)))$		0.1857		0.2648	0.7807 **	0.3739 ***		0.0567		0.1565	0.7860 **	0.2785
		(0.2891)		(0.2275)	(0.3256)	(0.2199)		(0.2772)		(0.2450)	(0.3353)	(0.2500)
$\diamond(\log(\text{PIB per cápita PPP}(-2)))$					-0.4340						-0.3799	
					(0.3143)						(0.4011)	
Pruaba de Hausman	1.42	1.18	1.55	1.63	0.52	1.53						
(p-value en paréntesis)	(0.2329)	(0.2770)	(0.2139)	(0.2015)	(0.4707)	(0.2160)						

Fuente: Elaboración propia

Nota (*) Estadísticos t en paréntesis. *Significativo al 1%, ** Significativo al 5% y ***Significativo al 10%

Cuadro A.10.: VARIABLE DEPENDIENTE $\log(\text{crédito}/\text{PIB})$

	Pooled Mean Group						
	1	2	3	4	5	6	7
Coefficiente de largo plazo	0.3987 *	0.3382 *	0.4503 *	0.3877 *	0.2782 *	0.1976 **	0.3907 *
	0.0579	0.0738	0.0563	0.0776	0.0806	0.0870	0.0748
Coefficiente de corrección de error	-0.2618 *	-0.2528 *	-0.2605 *	-0.2215 *	-0.2927 *	-0.2521 *	-0.2234 *
	0.0485	0.0649	0.0537	0.0678	0.0518	0.0778	0.0529
Coefficientes de corto plazo							
$\Delta(\log(\text{crédito}/\text{PIB}(-1)))$	0.1035 **	0.1624 **	0.1228 *	0.1216 **	0.0816	0.0510	0.1220 **
	0.0513	0.0632	0.0538	0.0632	0.0568	0.0609	0.0585
$\Delta(\log(\text{PIB per cápita PPP}))$	-0.2753	-0.2639	-0.1328 **	-0.4553	-0.2732	-0.5513	
	0.3142	0.3780	0.3335	0.3271	0.3648	0.3734	
$\Delta(\log(\text{PIB per cápita PPP}(-1)))$		-0.0281		0.5246 *		0.4955 *	0.3670 *
		0.2364		0.1692		0.1701	0.1362
Inflación	-0.0024 **	-0.0035 *	-0.0025	-0.0037 ***	-0.0030	-0.0027	-0.0042 **
	0.0012	0.0016	0.0024	0.0022	0.0025	0.0030	0.0019
Inflación(-1)		0.0025 *		0.0026 ***		0.0017	0.0027 **
		0.0008		0.0014		0.0014	0.0011
Tasa de interés			-0.0026	-0.0054	-0.0025	-0.0057	-0.0028 ***
			0.0017	0.0036	0.0018	0.0038	0.0017
Tasa de interés(-1)				0.0004		-0.0005	
				0.0031		0.0029	
Flujos de capital/PIB					-0.0006	-0.0070	
					0.0095	0.0091	
Flujos de capital/PIB(-1)						-0.0099	
						0.0075	

Fuente: Elaboración propia

Nota (*) Estadísticos t en paréntesis. *Significativo al 1%, ** Significativo al 5% y ***Significativo al 10%

Referencias bibliográficas

Aghion, Ph., Ph. Bacchetta and A. Banerjee (1999a), "Financial Liberalization and Volatility in Emerging Market Economies," in P.R. Agénor, M. Miller, D. Vines, and A. Weber (eds.), *The Asian Financial Crises: Causes, Contagion and Consequences*, Cambridge University Press, p. 167-190. Published under the wrong title "Capital Markets and the Instability of Open Economies".

Aghion, Ph., Ph. Bacchetta and A. Banerjee (1999b), "Capital Markets and the Instability of Open Economies" CEPR Discussion Paper No. 2083.

Barajas, Adolfo, Giovanni Dell'Ariccia, and Andrei Levchenko, 2007, "Credit Booms: The Good, the Bad, and the Ugly", unpublished manuscript, International Monetary Fund.

Bebczuk R., Garegnani L., 2006 "Autofinanciamiento empresario y crecimiento económico" Documentos de Trabajo 2006/8, Banco Central de la República Argentina, Mayo 2006.

Bernanke, B., Gertler, M. and Gilchrist, S., 1998. "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," Working Papers 98-03, C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University.

Bernanke, Ben & Gertler, Mark, 1990. "Financial Fragility and Economic Performance," *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 105(1), pages 87-114, February.

Blackburn, E. and Frank, M., 2007, Estimation of nonstationary heterogeneous panel. *The Stata Journal* 7, Number 2, pp. 197-208.

Boissay F., Calvo-Gonzales O., Kozluk T. (2005), Is lending in Central and Eastern Europe developing too fast?, European Central Bank, mimeo.

Drehmann, M., Borio, C., Gambacorta, L., Jiménez, G. and Trucharte, C., (2010) Countercyclical capital buffers: exploring options. BIS Working Papers No 317.

Calderón C., Loayza N., Servén L., 2003. "Do capital flows respond to risk and return?", mimeo

Calderón C., Schmidt-Hebbel K., 2008. "What drives inflation in the world?" Working Papers N°491, Banco Central de Chile, Octubre 2008.

Calvo, Guillermo A. & Vegh, Carlos A., 1999. "Inflation stabilization and bop crises in developing countries," *Handbook of Macroeconomics*, in: J. B. Taylor & M. Woodford (ed.), *Handbook of Macroeconomics*, edition 1, volume 1, chapter 24, pages 1531-1614 Elsevier.

CEPAL (2011), *La inversión extranjera directa en América Latina y el Caribe 2010*.

Corporación Andina de Fomento (2011), *Servicios Financieros para el Desarrollo: Promoviendo el acceso en América Latina*.

Cottarelli C., Dell'Ariccia G., Vladkova-Hollar I. (2005), "Early birds, late risers and sleeping beauties: Bank credit growth to the private sector in Central and Eastern Europe and in the Balkans", *Journal of Banking and Finance*, 29.

Coudert, V. and Pouvelle, C., 2010. "Assessing the Sustainability of Credit Growth: The case of Central and Eastern European Countries," *European Journal of Comparative Economics*, Cattaneo University (LIUC), vol. 7(1), pages 87-120, June.

Díaz, Oscar (2009), *Determinantes del ratio de morosidad en el sistema financiero boliviano*. Banco Central de Bolivia, documento interno.

Egert B., Backé P., Zumer T. (2006), "Credit growth in central and eastern Europe: new (over)shooting stars?", *ECB WP Series*, 687, October.

International Monetary Fund (2004), "Are credit *booms* in emerging markets a concern?", *World Economic Outlook*, April.

Fondo Monetario Internacional (2011), *Perspectivas económicas: Las Américas, caluroso en el sur, más frío en el norte*. *Estudios Económicos y Financieros*, octubre 2010.

Fondo Monetario Internacional (2011), *Perspectivas económicas: Las Américas, atentos al sobrecalentamiento*. *Estudios Económicos y Financieros*, abril 2011.

Fondo Monetario Internacional (2011), *Perspectivas económicas: Las Américas, vientos cambiantes, nuevos desafíos de política*. *Estudios Económicos y Financieros*, octubre 2011.

Geršl A., Seidler J., (2012), "Credit Growth and Countercyclical Capital Buffers: Empirical Evidence from Central and Eastern European Countries", *IES Working Paper: 3/2012*, Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences Charles University in Prague.

Gourinchas P. O., Valdés R., Landerretche O. (2001), "Lending *booms*: Latin America and the world", *Working Paper*, 8249, National Bureau of Economic Research.

Kaminsky, G. and Reinhart, C.M., 1996. "The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems," *International Finance Discussion Papers 544*, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

Hodrick R.J., Prescott E.C. (1980), "Post-war US business cycles: an empirical investigation", *Working Paper*, Carnegie Mellon University.

Im K. S., Pesaran M.H., Shin Y. (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 115, 53–74.

Kao, C. (1999) "Spurious Regression and Residual Based Test for Cointegration in Panel Data" *Journal of Econometrics*, 90, 1 – 44.

Kiss G., Nagy, M., Vonnak B. (2006), "Credit growth in Central and Eastern Europe: Convergence or *Boom*?", *Magyar Nemzeti Bank Working paper*, 2006/10

Levin A., Lin C.F., Chu C. (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties," *Journal of Econometrics*, 108, 1–24.

Levine, R., 1997, *Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda*, *Journal of Economic Literature* 35, 688-726.

Levine, R., 1998, The Legal Environment, Banks, and Long-Run Economic Growth, *Journal of Money, Credit, and Banking* 30, 596-620.

Levine, Ross. 2005a. "Finance and Growth: Theory and Evidence." In: *Handbook of Economic Growth*, Eds: Philippe Aghion and Steven N. Durlauf. Elsevier North-Holland. Publishers. 866-934.

Levine, Ross. 2005b. "Law, Endowments, and Property Rights". *Journal of Economic Perspectives* 19(3), 61-88.

Levine, R. y Zervos, S. (1998): "Stock markets, banks, and economic growth", *American Economic Review*, 88, pp.537-558.

Levy Yeyati, and Sturzenegger, F., (2005) "Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words", *European Economic Review*, Volume 49, Issue 6 pp. 1603-1635.

Maddala, G. S. and Wu, S. (1999) "A Comparative Study of Unit Root Tests with a Panel Data and a New Simple Test" *Oxford Bulletin for Economics and Statistics*, 61, 631 – 652.

Mendoza, Enrique y Marco Terrones (2008). "An Anatomy of Credit *Booms*: Evidence from Macro Aggregates and Micro Data", NBER working paper 14049.

Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. P. Smith, 1999. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association* 94: 621{634.

Pesaran, M. and R.P. Smith, 1995. "Estimating Long-Run Relationship from Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.

Norman Loayza y Romain Ranciere, 2002. "Financial Development, Financial Fragility, and Growth," *Working Papers Central Bank of Chile* 145, Central Bank of Chile.

Rajan, R.G. y Zingales, L. (1998): "Financial dependence and growth", *American Economic Review*, 88, pp.559-586.

Ravn, M. O., and & Uhlig, H., 2002. "On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 84(2), pages 371-375.

Sa, S. (2007), "Capital flows and credit *booms* in emerging market economies", *Banque de France, Financial Stability Review*, 9, December.

Schneider, M. and A. Tornell (2000), "Balance Sheet Effects, Bailout Guarantees and Financial Crises" NBER Working Paper 8060.

Tornell, A. and Westermann F., 2002. "*Boom*-Bust Cycles in Middle Income Countries: Facts and Explanation," NBER Working Papers 9219, National Bureau of Economic Research, Inc.

Zdzienicka, A. (2009), "Vulnerabilities in Central and Eastern Europe : Credit Growth", *Documents de Travail - Working Papers*, W.P. 09-12, GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique.