

Identificación de *booms* crediticios en América Latina

Oscar A. Díaz Quevedo*

* Correo del autor: odiaz@bcb.gob.bo

Trabajo presentado en la XVI Reunión de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, efectuada entre el 5 y 7 de noviembre de 2012 en Montevideo, Uruguay y en el V Encuentro de Economistas de Bolivia, efectuado entre el 23 y 24 de agosto de 2012 en Santa Cruz, Bolivia.

Se agradecen los comentarios de los participantes de los Seminarios Académicos de Economía del Banco Central de Bolivia.

El contenido del presente documento es de responsabilidad del autor y no compromete la opinión del Banco Central de Bolivia.

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 y monetaria. 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 fundamentos. De acuerdo al primer enfoque los países de la región no estarían experimentando períodos de *booms* crediticios, mientras que las conclusiones del modelo econométrico indicarían que la mayor parte de los países de América Latina presentan niveles de profundización menores a sus niveles de equilibrio al considerar sus fundamentos.

Clasificación JEL: E30, E51, G21

Palabras clave: Boom crediticio, profundización financiera

Identifying credit booms in Latin America

ABSTRACT

In recent years loans to the private sector grew remarkably in Latin America. A central issue is to determine whether this constitutes a dynamic process of convergence towards equilibrium levels or if it represents a threat to financial and monetary stability. This study attempts to answer this question with statistical and econometric techniques using a sample of 18 Latin American countries.

Statistical techniques allow determining credit deviation of credit relative to its long-term trend, while the econometric approach allows analyzing the behavior of loans related to their underlying fundamentals. According to the first approach the countries of the region would not be experiencing periods of credit booms, while the conclusions of the econometric model indicate that the majority of Latin American countries have lower levels of financial deepening considering their equilibrium levels.

JEL Classification: *E30, E51, G21*

Keywords: *Credit boom, financial deepening*

I. Introducción

Las entidades que conforman los sistemas financieros cumplen cinco roles fundamentales en la economía: (1) gestionan o administran riesgos; (2) asignan recursos; (3) procesan información y supervisan a los prestatarios; (4) movilizan ahorro; y (5) facilitan el intercambio de bienes y servicios (facilitan el acceso a los sistemas de pagos). A partir de las funciones descritas, en general existe consenso acerca de la presencia de una relación positiva entre el desarrollo del sistema financiero y el crecimiento económico. Sin embargo, periodos de alto crecimiento crediticio generalmente son asociados con turbulencias económicas posteriores, en especial con el surgimiento de crisis financieras.

Existe evidencia que identifica a los *booms* crediticios como una causa frecuente de crisis bancarias y monetarias. [Caprio y Klingebiel (1996); Borio y Lowe (2002)]. Kaminsky et al. (1998) recopilan los resultados de distintos trabajos relacionados con los efectos del crecimiento excesivo del crédito. De acuerdo a la información presentada por los autores, cinco de siete estudios identifican el crecimiento del crédito como un factor importante en el surgimiento de crisis bancarias y/o monetarias.

Asimismo, Borio y Lowe (2002) señalan que una de las pocas conclusiones sólidas que emergen de la literatura sobre indicadores anticipados de crisis bancarias es que el rápido crecimiento del crédito interno aumenta la probabilidad de ocurrencia de una crisis. Del mismo modo, el Fondo Monetario Internacional (IMF, 2004) concluye que los auges de crédito plantean riesgos significativos para los países de mercados emergentes, debido a que generalmente son seguidos por fuertes crisis económicas y financieras. En una amplia muestra de episodios de auge crediticio por más de cuarenta años el FMI halló evidencia que tres cuartas partes de los *booms* se encuentran asociados con una crisis bancaria y casi siete octavos con una crisis monetaria.

Pese a los problemas que podrían ocasionar los periodos prolongados de alta expansión del crédito, no se puede ignorar la importancia de su

dinámica en el crecimiento económico. Esta disyuntiva muchas veces plantea un dilema para los hacedores de política.

En los últimos años se registró un importante crecimiento económico en América Latina impulsado por un fuerte aumento de la demanda interna. La solidez de los términos de intercambio y la entrada de capitales¹ impulsaron el crédito al sector privado y mayores precios de los activos en muchos países de la región. El crecimiento del crédito también puede atribuirse a 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).

Este mayor dinamismo del crédito plantea inquietudes sobre la acumulación de riesgos y vulnerabilidades, lo cual se refleja en la adopción de políticas macroprudenciales en varios países de la región para reducir el dinamismo del crédito y anclar la estabilidad de sus sistemas financieros². Sin embargo, se debe reconocer que pese a la actual aceleración del crédito, aún se observan niveles bajos de desarrollo de los sistemas financieros en América Latina tanto en términos de profundidad como de acceso. Por tanto, resulta relevante analizar si el crecimiento del crédito en los últimos años puede constituirse en periodos de *booms*. La pregunta es importante dado que los auges crediticios suelen preceder a periodos 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 América Latina. El primero es un enfoque estadístico, que a partir de la desviación del crédito respecto a su tendencia de largo plazo, identifica episodios de *booms*. El segundo es un enfoque econométrico con el cual se intenta determinar el nivel de equilibrio de la relación crédito a PIB respecto a sus fundamentos y calcular la brecha con relación a los

1 Un hecho estilizado es la pro-ciclicidad 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.

2 Ver Cuadro A1 del Apéndice.

niveles observados. Los resultados de las metodologías planteadas, en general, no identifican la presencia de auges crediticios en los países de la región y muestran que los niveles de profundización, en la mayor parte de los países aún son bajos al compararlos con los niveles esperados considerando sus fundamentos.

El trabajo consta de 4 secciones incluyendo la introducción. En la sección 2 se discute el origen de los *booms* crediticios. La sección 3 presenta las metodologías para la detección de *booms* crediticios y los resultados a partir de los enfoques estadístico y econométrico. Finalmente, en la sección 4 se presentan las conclusiones.

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

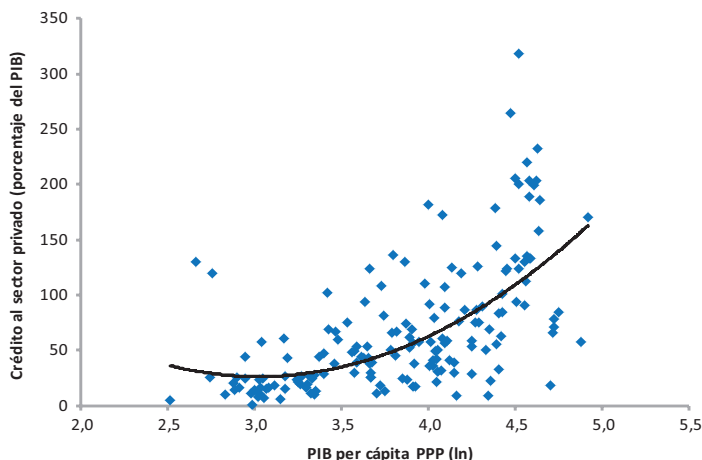
En la fase de desarrollo de una economía, el crédito puede crecer más rápido que el producto. [Favara (2003), King y Levine (1993) y Levine (1997)]. Este argumento conocido como proceso de profundización financiera es respaldado por trabajos empíricos que encuentran evidencia de una relación positiva entre el desarrollo del sistema financiero y el crecimiento económico (Levine 1997, 1998, 2005a y 2005b) e incluso 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, así como de una mayor transparencia de los sistemas financieros.

Por otra parte, de acuerdo a los modelos convencionales del acelerador financiero (Fuerst, 1995 e IMF, 2004) el crédito podría expandirse más rápido que el producto en la fase de recuperación del ciclo económico debido a las necesidades de capital de inversión y de operación de las empresas. Asimismo, una expansión excesiva del crédito podría

ser el resultado de una respuesta inapropiada de los participantes del mercado financiero a cambios en el riesgo a lo largo del tiempo³. Lewis et al. (2010) señalan que en la práctica es difícil identificar cuál de los tres factores mencionados impulsa el crecimiento, así como la tasa natural de crecimiento del crédito.

En el Gráfico 1 se observa la correlación positiva mencionada previamente; asimismo, se puede verificar que el grado 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%.⁴

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

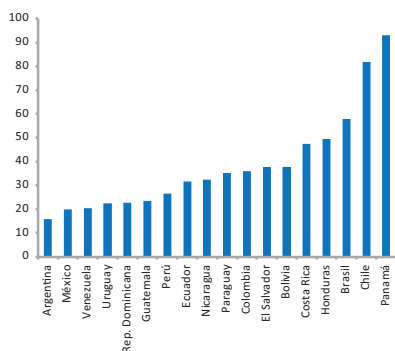
3 De acuerdo al modelo del acelerador financiero un sobre-optimismo con relación a las posibles ganancias futuras estimula la valoración de activos, lo que deriva en mayores flujos de capital, el incremento del valor de colateral y permite un mayor gasto y endeudamiento de las empresas y de los hogares. Si el desempeño es menor al esperado, el precio de los activos y el valor del colateral disminuyen. La reversión del acelerador financiero implica un mayor endeudamiento de los prestatarios, disminuyendo sus capacidades de pago y acceso a nuevo financiamiento.

4 Los datos corresponden al promedio del periodo 2005-2011.

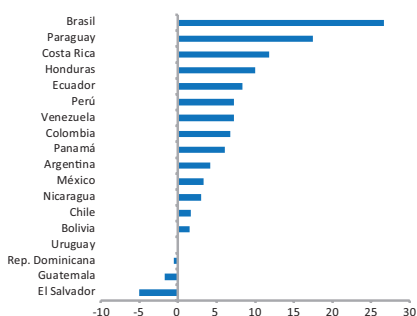
relación a las economías desarrolladas. La mayor profundización financiera se refleja en la recuperación de los balances de los bancos luego de las crisis de finales de la década de los noventa.

Gráfico 2: PROFUNDIZACIÓN FINANCIERA EN AMÉRICA LATINA

**Relación Crédito/PIB en 2011
(En porcentaje)**



**Variación de la relación Crédito/PIB,
2005-2011
(En puntos porcentuales)**



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

Por tanto, la expansión del crédito puede ser entendida como un síntoma del desarrollo financiero que surge de una mayor profundización financiera. Los cambios tecnológicos que permiten reducir los costos de adquisición, procesamiento y almacenamiento de información también permiten un mayor desarrollo financiero.

Existen otros factores reconocidos en la literatura que derivan en una mayor actividad crediticia: liberalización financiera no controlada (no regulada)⁵, 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 una combinación de crisis bancarias y de balanza de pagos (Chile 1982, Argentina 1979 y México 1994), un *shock* en los términos de intercambio (u otro tipo

5 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, es poco capitalizado, se produce un incremento en el consumo y las importaciones, mientras que los niveles de inversión se mantienen bajos.

de *shocks* de oferta) que incrementen la inversión y/o el consumo doméstico, programas de estabilización cambiaria y de políticas económicas en general no creíbles (Calvo y Vegh, 1999), 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 balance⁶ (Bernanke y Gertler, 1990 y Bernanke et al., 1998).

Backé y Wojcik (2008), a partir de la experiencia de los nuevos países miembros de la Unión Europea provenientes de la región central y este de Europa, encuentran una relación entre la expansión del crédito y la estabilización macroeconómica y una mayor confianza de los agentes en las políticas para mantener bajos niveles de inflación. Las privatizaciones y la reestructuración del sector bancario, así como reformas regulatorias de los mercados financieros que promuevan el ahorro privado como fuente de financiación de los bancos también pueden facilitar la expansión del crédito. La mejora de los marcos legales que reduce los riesgos de la actividad bancaria, influiría positivamente en la oferta de crédito. La mayor competencia también estimula un mayor desarrollo de productos crediticios.

Sin embargo, la evaluación de una rápida expansión del crédito debe considerar las implicaciones para la estabilidad macroeconómica. Un mayor dinamismo de la actividad crediticia podría generar presiones para el sobrecalentamiento de la actividad económica en la medida que el financiamiento otorgado por los bancos incrementa el consumo y/o las importaciones con efectos sobre la estabilidad monetaria, la balanza en cuenta corriente y la inflación. Asimismo, el crecimiento del crédito tiene implicaciones sobre la estabilidad financiera (Hilbers et al., 2005). Existe una amplia literatura que analiza la relación entre crisis financieras y expansiones del crédito.

Independientemente de su origen, en general existe la percepción de que los *booms* crediticios terminarán en eventuales crisis financieras

6 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.

con efectos adversos sobre la economía⁷. La evidencia empírica señala que periodos de alto crecimiento crediticio pueden conducir a crisis financieras. De acuerdo con IMF (2004) existiría una probabilidad cercana al 70% de que los *booms* crediticios en países emergentes coincidan con auges en el consumo y la inversión, mientras que la probabilidad de coincidencia con un *boom* en el producto sería menor⁸. Asimismo, el elevado crecimiento del crédito estaría asociado con una apreciación real del tipo de cambio y mayores precios de los activos, los cuales, una vez pasado el auge crediticio, caen dramáticamente (efecto del acelerador financiero). Los periodos 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 relación 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*)⁹. Asimismo, Mendoza y Terrones (2012) analizan las fluctuaciones macroeconómicas alrededor de los periodos de *boom* crediticios y hallan evidencia de una asociación entre auges del crédito con expansiones económicas, incremento del precio de las viviendas, apreciación real y mayores déficits en la fase ascendente de los *booms* seguidos de la dinámica opuesta en los periodos descendentes.¹⁰

Los *booms* crediticios también 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.

7 Gourinchas, Valdés y Landerretche (2001, GVL en adelante) analizan algunas teorías sobre los factores desencadenantes de un episodio de auge crediticio.

8 Estos resultados muestran que los *booms* crediticios estarían asociados con movimientos inusualmente grandes de la absorción privada más que con el producto.

9 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*. De acuerdo a IMF (2004), *op.cit.*, en economías de mercado emergentes, el 75% de los *boom* crediticios estarían asociados a crisis bancarias y 85% a crisis cambiarias.

10 También hallan evidencia de sincronización internacional de *booms* crediticios centrados en eventos específicos como la crisis de deuda en la década de los ochenta.

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

Pese a los efectos adversos que podría generar un excesivo crecimiento del crédito, existe evidencia teórica que señala que los *booms* 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 et al., 1999a; Aghion et al., 1999b; Schneider y 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 económicos. Los periodos 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 una buena proporción de ellos terminen de manera natural con mayores niveles de profundización de los mercados financieros y un mayor desarrollo económico.

La literatura de identificación de auges crediticios para el caso específico de Bolivia no es muy extensa. En los últimos años gran parte de los trabajos intentan analizar la existencia de una relación positiva entre crecimiento económico y la profundización financiera con resultados mixtos. Morales (2007), Díaz (2009) y Díaz (2010) a partir de ecuaciones de crecimiento y modelos VAR y VEC presentan evidencia de que pese a la relación positiva entre la actividad de intermediación financiera y el sector real, el sistema financiero aun no habría alcanzado una escala necesaria para influir sobre el crecimiento económico. Gutierrez et al. (2009) analizan los factores que influyen en el proceso de determinación del crecimiento económico en Bolivia en función de medidas de profundidad financiera. A partir de técnicas del análisis espectral y bayesianas, los autores señalan que el sector

financiero en Bolivia es demasiado pequeño, aun si el componente de la tasa de depósitos es alto como para tener un impacto significativo en el crecimiento económico, aspecto que distorsiona la transmisión de la política monetaria. Por su parte, Humerez y Yañez (2012) presentan resultados que señalan que el desarrollo del sistema financiero incide positivamente en la trayectoria temporal del crecimiento económico, aunque dicho efecto se considera modesto.

Jemio (2000) analiza el *crunch* de crédito que experimentó la economía boliviana a fines de la década de los noventa precedido por un *boom* de crédito, periodo que el autor caracteriza por un aumento rápido del crecimiento del crédito como resultado de un importante influjo de capitales a la economía. Uno de los resultados de la investigación señala que el *crunch* que siguió al *boom* de crédito observado en la economía boliviana a partir de 1999, se debió en parte a los efectos de contagio de la crisis financiera internacional sobre la economía boliviana. Jemio (2006) analiza el papel que desempeñó el sistema financiero durante el ciclo de entrada y salida de capitales en la década de los noventa, que indujo a una expansión y contracción del crédito. De acuerdo al autor, el sistema financiero jugó un rol importante en la transmisión de los efectos de los choques externos y de la elevada volatilidad externa sobre el resto de la economía, desempeñando un rol marcadamente pro-cíclico.

III. Medición de los *booms* crediticios

Un *boom* crediticio es un episodio en el cual el crédito otorgado al sector privado crece más rápido que en un periodo típico de expansión del ciclo de negocios. Sin embargo, existe un alto grado de arbitrariedad para identificar dichos periodos de auge crediticio. [Barajas et al., 2007].

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 (GVL; IMF, 2004; Sa, 2007 y Mendoza y Terrones, 2012, *op. cit.*). La segunda metodología es una aproximación econométrica que intenta explicar el nivel de crédito o su crecimiento

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

Desde un punto de vista operativo, se denomina período de *boom* crediticio cuando las tasas de crecimiento observadas del crédito o el ratio de cartera a PIB superan un determinado umbral. En 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).

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

En la mayoría de los trabajos relacionados con el tema, la tendencia es generalmente estimada a partir del filtro propuesto por Hodrick y Prescott (1980), (HP). [GVL, IMF, 2004, *op.cit.*, Sa, 2007, *op.cit.*, y Mendoza y Terrones, 2008 *op.cit.*, entre otros]¹¹. 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 GVL la tendencia fue estimada recursivamente a través del filtro HP¹². Esto consiste en utilizar el filtro de HP en una sub-muestra inicial de tamaño arbitrario igual a $J > 0$. Posteriormente, se añade una observación a la sub-muestra empleada previamente y nuevamente se aplica el filtro hasta cubrir el total de observaciones, con lo que la

11 El uso del filtro HP no está exento de críticas (ver por ejemplo Malega, 2012); sin embargo, la aplicación de filtros alternativos para la identificación de auges crediticios no ha sido ampliamente explorada por lo que se constituye en un área de investigación futura.

12 Mendoza y Terrones (2008) discuten las desventajas de la metodología propuesta por GVL, mientras que las ventajas son analizadas en Hilbers et al. (2005) y Dell'Ariccia et al. (2012).

tendencia final captura solamente la última observación en cada ronda. Los autores sostienen que la 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 et al., 2010, *op.cit.*, el parámetro λ fue fijado en 1000, como en el trabajo de GVL, en lugar de utilizar los niveles convencionales para frecuencias anuales de 100 y 6,25 propuestos por HP y Ravn y Uhlig (2002) *op.cit.*, respectivamente.

Para cada país se obtuvieron bandas de confianza para la tendencia estimada mediante el filtro HP (ver Gráfico A4 del Apéndice); para tal efecto se consideró que el filtro HP puede ser planteado como un problema de estimación. Danthine y Girardin (1989) entre otros, notaron que el filtro HP puede ser interpretado como una aplicación de regresión anidada (*ridge regression*, en inglés) y a partir de esta apreciación también se le puede dar una interpretación bayesiana (Ley, 2006 y Polasek, 2011). Por tanto, el filtro HP puede ser interpretado como un estimador de un modelo de regresión en particular y por tanto es posible construir la matriz de covarianzas de este estimador y obtener bandas de confianza del componente de tendencia.¹³

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; un umbral alto está asociado a menos observaciones de auges crediticios. Por ejemplo, GVL consideran dos definiciones de umbral basadas en la desviación relativa y absoluta. De acuerdo a los autores la primera medida 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.¹⁴

¹³ Para mayor detalle consultar las referencias señaladas.

¹⁴ 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.

El FMI define el umbral para cada país, como la desviación estándar de la fluctuación del crédito alrededor de su tendencia (σ) multiplicada por un coeficiente (a) fijado arbitrariamente en 1,75¹⁵. 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).

$$U = a\sigma = 1,75\sigma \quad (3)$$

Barajas et al. (2007) *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 regla identifica un *boom* crediticio si se cumple al menos una de las siguientes condiciones: i) que la desviación del ratio cartera a PIB respecto a su tendencia sea 1,5 veces mayor que la desviación estándar de las fluctuaciones del crédito con relación a su tendencia (σ , mismo concepto definido en IMF, 2004, *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%.

Para la identificación de *booms* crediticios se contrastaron las metodologías propuestas por GVL y el FMI; en ambos casos se analizó el número de auges crediticios para el periodo 1960-2011¹⁶. Con el primer enfoque se consideraron desviaciones relativas de 20% hasta 40% y desviaciones absolutas desde 4% hasta 8%; el número de auges crediticios para cada caso se presenta en el Cuadro A2 del Apéndice. En promedio, se obtuvieron 21 episodios de auge crediticio y tres en proceso (última columna del Cuadro A2 del Apéndice). Los periodos de *booms* identificados hasta 1996 coinciden con los resultados presentados en el estudio GVL que abarca el periodo 1960-1996.

Mendoza y Terrones, 2008, *op.cit.*, presentan evidencia de 70 eventos de auge crediticio con datos de 61 países emergentes e industrializados durante el periodo 1960-2010. En el grupo de países emergentes se

15 Este método define umbrales para cada país en particular, es decir, que se especifica un umbral para cada país.

16 El Cuadro A11 del anexo presenta la definición y fuente de las variables empleadas en la investigación.

hallan 10 correspondientes a la región de América Latina. Los *booms* crediticios identificados para dichos países (9) también son identificados en el presente estudio.

Con el enfoque del FMI se verificó la presencia de 22 episodios de *booms* crediticios empleando variaciones relativas y 20 episodios con variaciones absolutas (ver Cuadro A3 del Apéndice)¹⁷. En el Gráfico A1 del Apéndice se presenta los periodos de *boom* crediticio para cada país con esta metodología.¹⁸

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 Apéndice) 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 auge del *boom* crediticio 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.¹⁹

Con la metodología de GVL y utilizando desviaciones relativas se estimó que la duración promedio de un *boom* crediticio es de 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 periodos 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 Apéndice).

Siguiendo los trabajos de GVL, IMF (2004) y Mendoza y Terrones (2008), *op. cit.*, se analizó la dinámica del componente cíclico de algunas variables macroeconómicas durante los auges crediticios

17 El trabajo del FMI llega a algunas conclusiones que se verificaron en el presente trabajo, entre ellos: que los *booms* crediticios son menos frecuentes que los periodos de rápido crecimiento del crédito y que existe cierta sincronización en los episodios de auge entre los países de la región.

18 No se reportan los resultados por país con la metodología de GVL, pero pueden ser solicitados al correo del autor.

19 Al igual que GVL en el presente trabajo se utilizan umbrales límite de 5% para la desviación relativa y de 2% para la desviación absoluta.

identificados²⁰. Para ello, se construyó una ventana de 7 años centrada en el período pico del *boom*²¹. 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 capital están expresados como porcentaje del producto.²²

En el Gráfico 3 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 periodo 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 y los flujos de capital siguen un patrón similar, pero más pronunciado en los periodos previos (y posteriores) al momento en que el *boom* crediticio alcanza su nivel máximo y llegan a una desviación máxima respecto a su tendencia en $t=0$. En general los resultados muestran que los *booms* crediticios están asociados con fluctuaciones económicas.²³

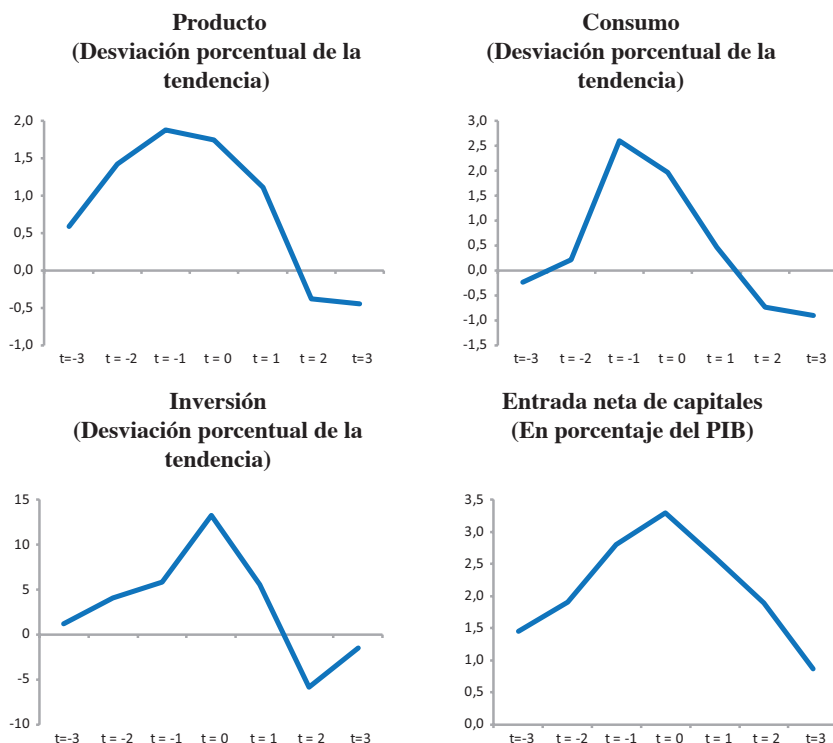
20 Este ejercicio se lo realizó considerando los *booms* crediticios identificados con la metodología del FMI.

21 De acuerdo a los resultados obtenidos con esta metodología, los *booms* crediticios observados en la muestra tienen una duración promedio de 5,3 años, razón por la cual se optó por analizar el comportamiento de las variables macroeconómicas con una ventana de 7 años centrada en el período pico del *boom*.

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

23 Se analizaron otras variables como el tipo de cambio real, la cuenta corriente y la inflación, los resultados no difieren de los presentados en los trabajos de GVL y Mendoza y Terrones, 2008, *op. cit.* y pueden ser solicitados al correo del autor.

**Gráfico 3: DINÁMICA DE VARIABLES MACROECONÓMICAS
SELECCIONADAS EN PERÍODOS DE *BOOM* CREDITICIO**



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

De acuerdo a los resultados hallados en la presente sección, pese al mayor dinamismo de la actividad crediticia en los países de la región, no se evidenció la presencia de *booms* crediticios, salvo en algunos casos específicos.

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 alternatively agrupar los datos y asumir que los coeficientes de las pendientes y las varianzas de los errores son idénticos²⁴. En el primer caso los autores señalan que el estimador *Mean Group* (MG)²⁵ provee estimaciones consistentes de la media de los coeficientes de largo plazo, pero no consideran 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 supuestos²⁶, 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 generalizado 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 variables sean homogéneas entre grupos, debido a restricciones presupuestarias o de liquidez, condiciones de arbitraje o tecnologías comunes, mientras que este supuesto no resulta tan atractivo para la dinámica de corto plazo y las varianzas de los errores. Por otra parte, al no imponer igualdad

24 En paneles 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 .

25 Estimador propuesto por Pesaran y Smith (1995).

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

en las pendientes de los coeficientes de corto 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 autorregresivo 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_{ij} son los vectores de coeficientes $k \times 1$; λ_{ij} son escalares y $\delta_{\mu i}$ representa los efectos fijos. T debe ser lo suficientemente grande para estimar un modelo para cada grupo por separado.

Si las variables son, por ejemplo, integradas de orden 1, $I(1)$, y existe una 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 re-parametrizar 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: $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$, $\theta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij} / (1 - \sum_{k=1}^p \lambda_{ik})$, $\lambda^*_{ij} = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$ $j = 1, 2, \dots, p-1$, 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 máxima 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:

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

Para $i = 1, \dots, N$, donde $\xi_i(\theta) = y_{i,t-1} - X_i \theta$, $H_i = I_T - W_i(W_i' W_i)^{-1} W_i'$, I_T es una matriz identidad de orden T y $W_i = (\Delta y_{i,t-1}, \dots, \Delta y_{i,t-p+1}, \Delta X_{i,t-1}, \dots, \Delta X_{i,t-q+1})$. 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 et al. (1999), *op. cit.* 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 (Loayza y Ranciere, 2002; Calderón et al., 2003 y Calderón y Schmidt-Hebbel, 2008) incorpora rezagos de las variables explicativas y de la variable dependiente para evitar problemas con la especificación dinámica (Hendry y Mizon, 1978). El presente trabajo sigue esta estrategia.

A partir de las metodologías de MG y PMG²⁷ 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

27 La estimación se realizó en STATA 10 y se empleó el comando *xtpmg* propuesto por Blackburne y Frank (2007).

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 fundamentos 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 21 años, de 1990 a 2011 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.²⁸

Se realizaron pruebas de raíz unitaria para datos de panel con las metodologías propuestas por: Levin et al. (2002); Breitung (2000); Im et al. (2003) así como las pruebas de Dickey-Fuller aumentado y Phillips-Perron (Cuadro A4 del Apéndice). 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. Para verificar la existencia de una eventual relación de largo plazo se efectuaron 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 (Cuadros A5 – A8 del Apéndice).

28 También se realizaron estimaciones con información desde 1980, los resultados no difieren de los presentados en el presente trabajo y pueden ser obtenidos solicitándolos al correo del autor.

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 Apéndice.²⁹

Las especificaciones estimadas mediante los estimadores PMG y MG presentan evidencia de que en el largo plazo el PIB per cápita ejercería un efecto positivo y significativo sobre el ratio cartera a PIB. 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 Apéndice.

De acuerdo con los resultados del estimador PMG³⁰, 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, pueden ser considerados como indicadores de cointegración entre las variables y por tanto, de la existencia de una relación de largo plazo.

El parámetro que recoge la relación entre el ratio de cartera a PIB y el PIB per cápita no difiere significativamente de los niveles hallados en estudios similares para economías emergentes. Backé et al. (2005), para un conjunto de economías emergentes, calculan un parámetro que varía de 0,36 a 0,715 dependiendo del método de estimación usado. Coudert y Pouvelle (2009) *op.cit.*, para un conjunto de países emergentes y en transición hallan un parámetro que fluctúa entre 0,24 y 0,495 en función de la metodología econométrica empleada.

29 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.

30 A partir de la especificación del modelos ARDL (1 1) se eliminaron sucesivamente los parámetros menos significativos. En la especificación preferida se incluyeron un rezago de la variable dependiente y sólo el primer rezago de la variable independiente (columna ARDL (1 1)* del Cuadro A9 del anexo).

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 capital como porcentaje del PIB³¹, las cuales resultaron $I(0)$ en niveles tal como se reporta en el Cuadro A4. Las estimaciones se presentan en el Cuadro A10 del Apéndice³². 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 con los modelos iniciales.³³

A partir de las estimaciones de la relación de largo plazo se calcularon los niveles ajustados del ratio 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 nivel de equilibrio estimado para 2011 y el ratio cartera a PIB observado se presentan en el Gráfico 4³⁴. 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.

De acuerdo a los resultados obtenidos y a la especificación empleada, alrededor de 10 de los 18 países de la muestra tendrían niveles inferiores a sus niveles de equilibrio (brecha positiva), 4 de los cuales presentarían una brecha mayor a 30 puntos porcentuales, 4 países de la muestra se encontrarían alrededor de su nivel de equilibrio y 4 países estarían por encima de este nivel (brecha negativa).

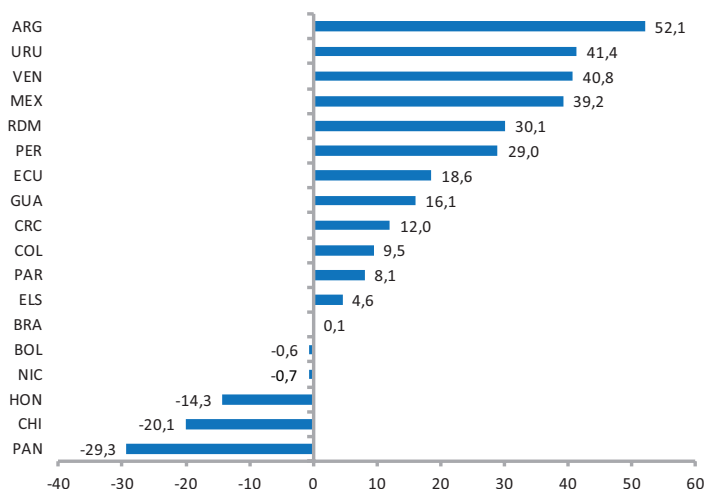
31 Cada variable fue incluida con un rezago. La elección de las variables se basó en las investigaciones empíricas consultadas. Una ampliación del trabajo debe considerar la inclusión de un conjunto más amplio de variables.

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

33 Asimismo, se estimaron especificaciones de las cuales se excluyeron de la muestra 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).

34 El nivel de equilibrio estimado por el modelo y el nivel del ratio de cartera a PIB observado para 2011 se presentan en el Gráfico A3 del Apéndice.

Gráfico 4: BRECHA ENTRE EL NIVEL DE EQUILIBRIO Y EL RATIO CARTERA / PIB OBSERVADO
(En porcentaje)



Fuente: Cálculos del autor

De acuerdo a los resultados hallados gran parte de los países de la región aun no alcanzaron sus niveles de equilibrio, por lo que aun existiría un espacio importante para que promuevan una mayor profundización de sus sistemas financieros y acceso a servicios financieros, pero en un marco que permita preservar la estabilidad financiera, para lo cual es importante fortalecer la supervisión financiera y analizar medidas prudenciales para evitar una pro-ciclicidad excesiva del crédito y robustecer los sistemas de información para poder detectar riesgos sistémicos en el sector de la vivienda y el sector empresarial. Como lo señala el IMF (2004) *op.cit.*, también se debe considerar que los auges de crédito no son fáciles de identificar, por lo que es recomendable analizar si el crecimiento del crédito se desarrolla en un contexto general de desequilibrios macroeconómicos, financieros y corporativos.

Asimismo, se requiere realizar un mayor monitoreo de intermediarios no bancarios. También es recomendable que el mayor dinamismo del crédito vaya acompañado, en el espíritu de Basilea III, de reformas

para la regulación y supervisión de los sistemas financieros para: “1) *mejorar las estructuras de capitalización y financiamiento de los bancos*; 2) *reducir la pro-ciclicidad 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*.” [Fondo Monetario Internacional, 2011b, p. 50] Estas reformas permiten mejorar la capacidad de resistencia de los sistemas financieros, impulsar su desarrollo, pero también ayudan a fomentar el crecimiento económico.

Es importante resaltar que el crecimiento acelerado del crédito puede generar la acumulación de riesgos y vulnerabilidades sistémicas que podrían traducirse en la interrupción de la provisión de servicios financieros. Es por ello que la regulación y la política macroprudencial deben enfocarse precisamente en la prevención de dichas vulnerabilidades. En este ámbito, los bancos centrales y reguladores de los sistemas financieros juegan un rol importante en la implementación de políticas macroprudenciales que permitan preservar la estabilidad de precios, la estabilidad del sistema financiero y de las entidades financieras y la actividad económica³⁵. En períodos de crecimiento del crédito es importante que dichas entidades cuenten con una estructura analítica que les permita identificar tempranamente los riesgos sistémicos para darles el seguimiento correspondiente. También es importante contar con un conjunto de indicadores y metodologías como los presentados en el presente estudio, que permitan detectar un crecimiento acelerado del crédito; muchos países utilizan las pruebas de tensión para identificar riesgos sistémicos.

A partir del análisis para detectar las vulnerabilidades o acumulación de riesgos en el sistema financiero los bancos centrales y reguladores deben decidir cuándo actuar y qué instrumentos de intervención utilizar. Con relación al crédito, es importante, por ejemplo evaluar si su crecimiento va acompañado de incrementos significativos en los

35 Como lo señala Jácome (2013), es importante reconocer que si bien la aplicación de la política macroprudencial da lugar a sinergias entre la política monetaria y la regulación prudencial tradicional también crea conflictos entre ellas.

precios de activos. En la práctica existe una gama de instrumentos de política macroprudencial, muchos de ellos orientados a reducir el dinamismo del crédito.³⁶

Sin embargo, como lo menciona el informe de Servicios Financieros para el Desarrollo 2011 de la Corporación Andina de Fomento (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). 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.

IV. Conclusiones

En los últimos años se registró un importante crecimiento del crédito en los países de la región, aspecto que si bien tiene un efecto positivo sobre el sector real también genera preocupación debido a que ciertos episodios de auge crediticio en el pasado derivaron en crisis financieras con elevados costos para las economías que las sufrieron. Sin embargo, un mayor crecimiento del crédito en países emergentes podría ser el resultado de un proceso de convergencia en la medida que se generen mayores oportunidades de inversión y se facilite el acceso a financiamiento a proyectos rentables con un efecto positivo sobre el crecimiento económico.

En el presente estudio se identifican los *booms* crediticios en los países de América Latina en el período 1960-2011 a partir de un método estadístico basado en la desviación del crédito respecto a su tendencia de largo plazo. Asimismo se emplea un método econométrico para analizar la brecha entre el nivel observado del ratio de cartera a PIB con

36 En el cuadro A1 del Apéndice se presentan las medidas macroprudenciales llevadas a cabo en los países de América Latina.

relación a su nivel de equilibrio a partir de variables macroeconómicas que afectan la trayectoria de largo plazo del crédito.

A partir del primer enfoque, pese al mayor dinamismo de la actividad crediticia en los países de la región, no se evidenció la presencia de *booms* crediticios, salvo en algunos casos específicos. Por otra parte, se verificó que los *booms* crediticios identificados coinciden con fluctuaciones macroeconómicas que no terminarían abruptamente, y que a partir de la década de los noventa existe cierto grado de sincronización de auges crediticios en los países de la región, lo cual sugiere que existirían ciertos factores comunes que los países enfrentan (por ejemplo los procesos de liberalización y los flujos de capitales a la región).

El enfoque econométrico permitió analizar el crecimiento del crédito con relación a sus fundamentos. Los resultados muestran que la mayor parte de los países de la región no habrían alcanzado sus niveles de equilibrio, por lo que aun existiría un espacio importante para que promuevan una mayor profundización de sus sistemas financieros. De acuerdo al modelo estimado, el PIB per cápita ejercería un efecto positivo y significativo sobre el ratio cartera a PIB en el largo plazo, y en menor medida las tasas de interés influirían en los ajustes en el corto plazo.

Pese a que aún existiría espacio para promover el crédito en la región, un crecimiento excesivo del crédito puede generar altos costos para el sistema financiero y la economía en general, por lo que la expansión del crédito debe ser acompañada por una arquitectura financiera que fortalezca la supervisión financiera así como los sistemas de información. 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.

Por ello los bancos centrales y los reguladores deben realizar un monitoreo continuo del crecimiento del crédito, el cual podría generar la acumulación de vulnerabilidades y analizar el uso de instrumentos macroprudenciales que permitan preservar la estabilidad del sistema financiero.

Referencias bibliográficas

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

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

Barajas, A., G. Dell'Ariccia, A. Levchenko (2007). "Credit *Booms*: The Good, the Bad, and the Ugly", International Monetary Fund, unpublished manuscript, November

Backé, P. and C. Wójcik (2008). "Credit *booms*, monetary integration and the new neoclassical synthesis", *Journal of Banking and Finance*, 32, pp. 458-470

Bebczuk R. and L. Garegnani (2006). "Autofinanciamiento empresario y crecimiento económico", Banco Central de la República Argentina, Documento de Trabajo 2006/8, mayo

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

Bernanke, B. and M. Gertler (1990). "Financial Fragility and Economic Performance", *The Quarterly Journal of Economics*, 105(1), pp. 87-114

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

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

Borio, C. and P. Lowe (2002). "Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus", BIS Working Paper No 114, July

Calderón C., N. Loayza, L. Servén (2003). "Do Capital Flows Respond to Risk and Return?", Policy Research Paper, March

Calderón C. and K. Schmidt-Hebbel (2008). "What drives inflation in the world?", Banco Central de Chile, Documento de Trabajo No 491, octubre

Calvo, G. and C. Vegh (1999). "Inflation stabilization and bop crises in developing countries", in Taylor, J. B. and M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Volume 1, Chapter 24, North-Holland, pp. 1531-1614

Caprio, G., and D. Klingebiel (1996). "Bank insolvency: Bad luck, Bad policy or Bad banking", in Bruno, M. and B. Pleskovic (Eds), *Annual World Bank Conference on Development Economics*, The World Bank, pp. 79-104

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

Corporación Andina de Fomento (2011). *Servicios financieros para el desarrollo: promoviendo el acceso en América Latina*, Bogotá, Colombia

Cottarelli C., G. Dell'Ariccia, I. Vladkova-Hollar (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, pp. 83-104.

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

Danthine J.P. and M. Girardin (1989). "Business cycles in Switzerland. A comparative study", *European Economic Review*, 33(1), pp. 31-50

Dell'Ariccia G., D. Igan, L. Laeven, H. Tong with Bakker, B., and J. Vandenbussche (2012). "Policies for Macroeconomic Stability: How to Deal with Credit Booms", IMF Staff Discussion Note SDN/12/06, June

Díaz, O. (2009). "Determinantes del ratio de morosidad en el sistema financiero boliviano", Banco Central de Bolivia, Documento interno

Díaz, O. (2009). "Relación entre el desarrollo del sistema financiero y el crecimiento económico", Banco Central de Bolivia, Documento Interno

Díaz, O. (2010). "La influencia del crédito en la inversión privada", Banco Central de Bolivia, documento presentado en el IV Encuentro de Economistas de Bolivia en 2011

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

Égert, B., P. Backé, T. Zumer (2006). "Credit growth in central and eastern Europe: new (over)shooting stars?", European Central Bank, Working Paper Series No 687, October

Favara, G. (2003). "An Empirical Reassessment of the Relationship between Finance and Growth", IMF Working Paper, WP/03/123, June

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

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

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

Fuerst, T. (1995). "Monetary and Financial Interactions in the Business Cycle", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(4), pp. 1321-1338

Geršl A. and J. Seidler (2012). "Credit Growth and Countercyclical Capital Buffers: Empirical Evidence from Central and Eastern European Countries", Institute of Economic Studies, IES Working Paper: 3/2012, January

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

Hendry, D. and G.E. Mizon (1978). "Serial Correlation as a Convenient Simplification, Not a Nuisance: A Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England", *The Economic Journal*, 88 (351), pp. 549-563

Hilbers, P., I. Otter-Robe, C. Pazarbasioglu, G. Jojnsen (2005). "Assessing and Managing Rapid Credit Growth and Role of Supervisory and Prudential Policies", IMF Working Paper WP/05/151, July

Hodrick R.J. and E.C. Prescott (1980). "Post-war US Business Cycles: an empirical investigation", Carnegie Mellon University, Discussion Paper No 451, November

Humérez J. y E. Yañez (2012). "Desarrollo del sistema financiero y crecimiento económico. Una aproximación a partir del caso boliviano: 2000-2009", Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis* 14, pp. 41-77

Im K. S., M. H. Pesaran, Y. Shin (2003). "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53–74

International Monetary Fund (2004). "Are credit booms in emerging markets a concern?" in International Monetary Fund, *World Economic Outlook, Advancing Structural Reforms*, Washington, pp. 147-166

Jácome L. (2013). "Política macroprudencial: en qué consiste y cómo ponerla en práctica" en CEMLA, Boletín Volumen LIX, No 2, abril-junio, Santiago de Chile, pp. 93 - 120

Jemio L.C. (2000). "*Crunch* de crédito en el sistema financiero boliviano", Instituto Internacional de Economía y Empresa, Documento

de Políticas. Vicepresidencia de Estrategia de Desarrollo, Corporación Andina de Fomento, publicación ID-027, noviembre

Jemio L.C. (2006). "Volatilidad externa y el sistema financiero en Bolivia", Informe de Consultoría elaborado para la Corporación Andina de Fomento, publicación ID-066, marzo

Kaminsky, G. and C.M. Reinhart (1996). "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of- Payments Problems", Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers Number 544, March

Kaminsky, G., S. Lizondo, C. Reinhart (1998). "Leading Indicators of Currency Crises", *IMF Staff Papers*, 45 (1), pp. 1-48

Kao, Ch. (1999). "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data", *Journal of Econometrics*, 90, pp. 1 – 44

Kiss G., M. Nagy, B. Vonnák (2006). "Credit Growth in Central and Eastern Europe: Convergence or Boom?", Magyar Nemzeti Bank, MNB Working papers, 2006/10 , November

Levin A., Ch.-F. Lin, C. S. J. Chu (2002). "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1–24

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

Levine, R. (1998). "The Legal Environment, Banks, and Long-Run Economic Growth", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30 (3), pp. 596-613

Levine, R. (2005a). "Finance and Growth: Theory and Evidence", in Aghion, P. and S. N. Durlauf (Eds), *Handbook of Economic Growth*, Volume 1, Part A, North-Holland, pp. 865-934

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

Levine, R. and S. Zervos (1998). "Stock Markets, Banks, and Economic Growth", *The American Economic Review*, 88 (3), pp. 537-558

Levy-Yeyati, E. and F. Sturzenegger (2005). "Classifying exchange rate regimes: Deeds vs. words", *European Economic Review*, 49, pp. 1603-1635

Lewis-Bynoe, D., S. Howard, W. Moore (2010). "Credit Booms and Busts in the Caribbean", MPRA Paper 21472, February

Ley, E. (2006). "The Hodrick-Prescott Filter", Knowledge Brief for Bank Staff, The World Bank, December

Loayza, N. and R. Ranciere (2002). "Financial Development, Financial Fragility, and Growth", CESifo Working Paper No. 684, March

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

Malega J. (2012). "Countercyclical capital buffers in a new regulatory framework", Charles University in Prague, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies, Bachelor Thesis

Mendoza, E. y M. Terrones (2008). "An Anatomy of Credit Booms: Evidence from Macro Aggregates and Micro Data", NBER Working paper 14049, May

Mendoza, E. y M. Terrones (2012). "An Anatomy of Credit Booms and Their Demise", Banco Central de Chile, Working Paper N°670, julio

Morales, J.A. (2007), "Profundización financiera y crecimiento económico en Bolivia", Instituto de Investigaciones Socio Económicas, Documento de Trabajo N° 05/07, junio

Persyn D. and J. Westerlund (2008). "Error-correction-based cointegration tests for panel data", *The Stata Journal*, 8(2), pp. 232-241

Pesaran, M. H., Y. Shin, R. P. Smith (1999). "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, 94 (446), pp. 621-634

Pesaran, M. and R. Smith (1995). "Estimating long-run relationship from dynamic heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 68 (1), pp. 79-113

Polasek, W. (2011). "The Hodrick-Prescott (HP) Filter as a Bayesian Regression Model", The Rimini Centre for Economic Analysis, WP 11-46, January

Rajan, R.G. and L. Zingales (1998). "Financial Dependence and Growth", *The American Economic Review*, 88 (3), pp. 559-586

Ravn, M. O., and H. Uhlig (2002). "On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations", *The Review of Economics and Statistics*, 84 (2), pages 371-376

Sa, S. (2007). "Capital flows and credit booms in emerging market economies", Banque de France, *Financial Stability Review*, 9, pp. 49-66

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

Tornell, A. and F. Westermann (2002). "Boom-Bust Cycles in Middle Income Countries: Facts and Explanation", NBER Working Paper 9219, September

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

Zellner, A. (1962). "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", *Journal of the American Statistical Association*, 57 (298), pp. 348-368

APÉNDICE

**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	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: Extraído de Fondo Monetario Internacional (2011b), p. 36

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

	Variaciones relativas (%)					Prom
	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 (%)					Prom
	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

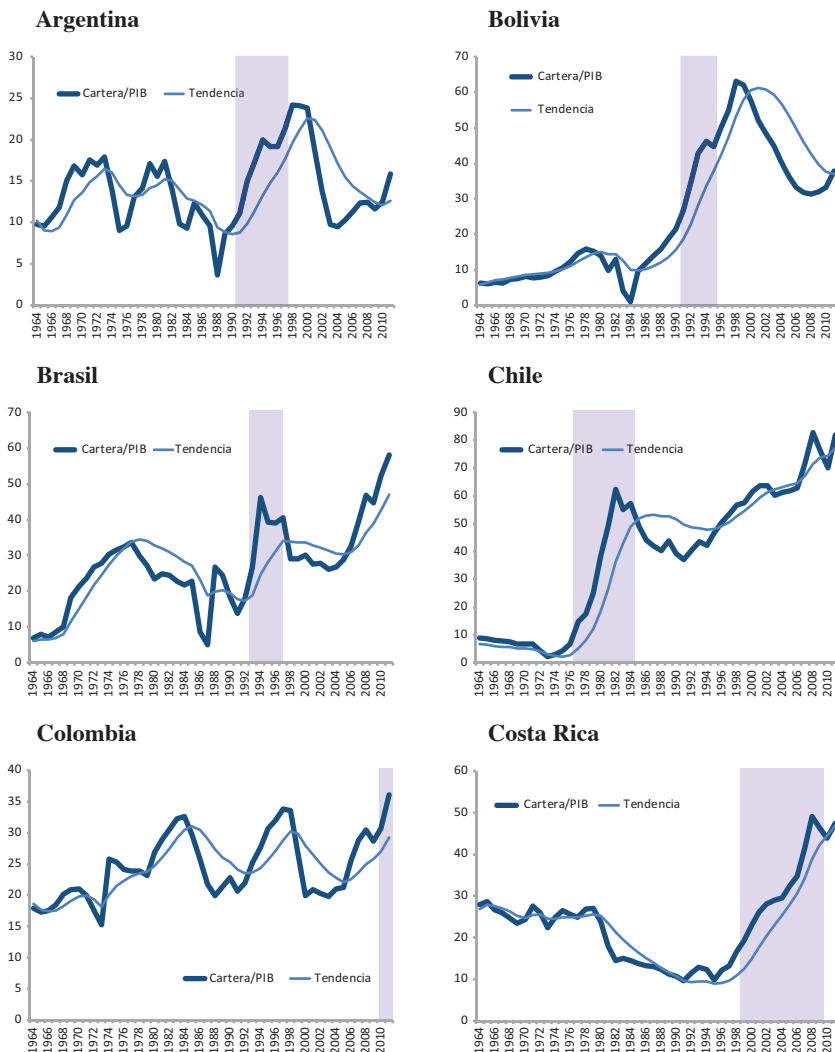
Cuadro A.3: RESULTADOS DE LA IDENTIFICACIÓN DE *BOOMS* CREDITICIOS CON LA METODOLOGÍA DEL FMI

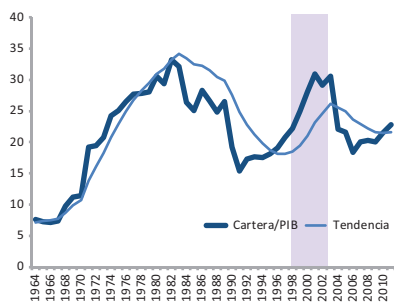
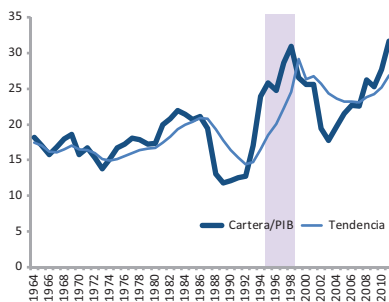
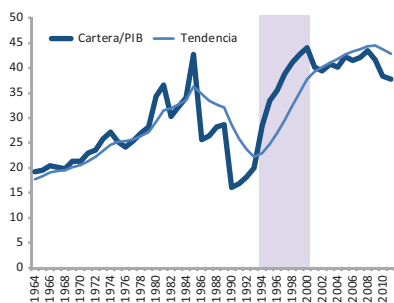
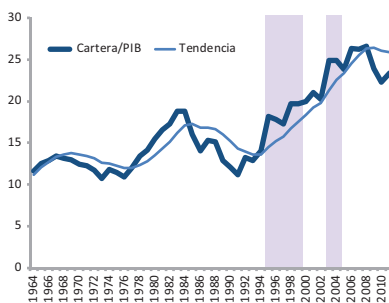
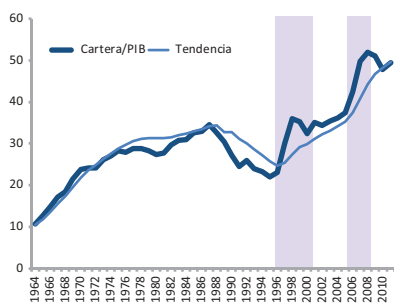
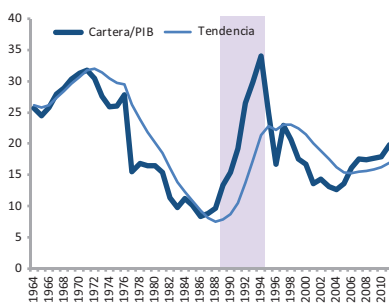
	Variaciones		Prom
	Rel	Abs.	
Episodios concluidos	22	20	21
Episodios vigentes	0	2	1
Duración			
Fase inicial	2,3 (1,32)	2,6 (1,33)	2,4
Fase final	2,9 (1,84)	2,2 (1,00)	2,5
Total	5,5 (2,50)	5,2 (1,61)	5,3

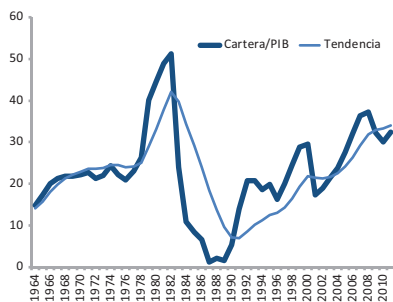
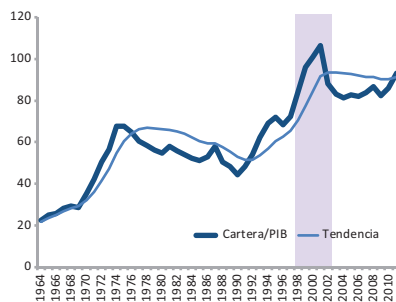
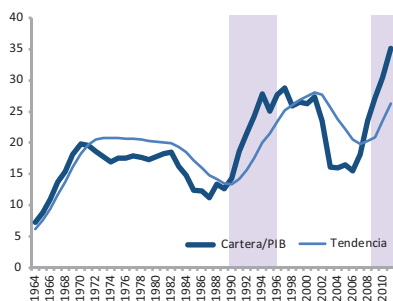
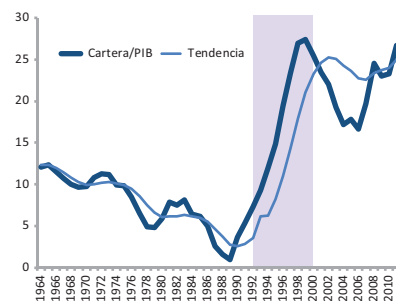
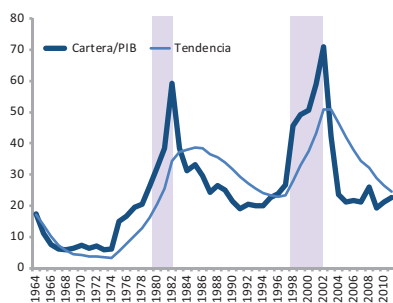
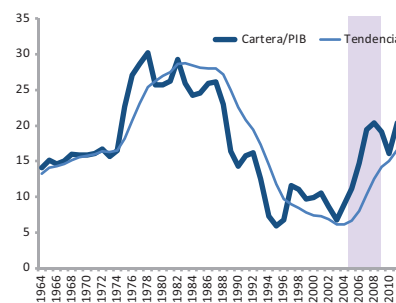
Fuente: Cálculos del autor

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

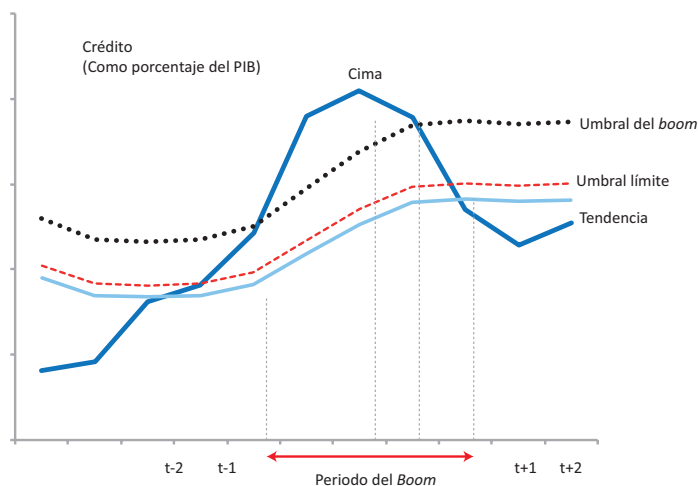


República Dominicana**Ecuador****El Salvador****Guatemala****Honduras****México**

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
(Crédito como porcentaje del PIB)



Fuente: Cálculos del autor

Nota: La línea azul representa la relación cartera a PIB de un país hipotético, la línea celeste es la tendencia obtenida a través de algún filtro, por ejemplo el filtro HP. Como se mencionó un *boom* crediticio es identificado cuando la desviación del ratio cartera a PIB supera un determinado umbral. La línea negra punteada representa dicho umbral (umbral del *boom*). La línea punteada roja permite determinar el período de duración de un *boom* crediticio (umbral límite).

Cuadro A.4: PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Variable	Levin, Lin & Chu (est-t)		Breitung (est-t)		Im, Pesaran & Shin (est-W)		ADF (Fisher Chi²2)		Phillips-Perron (Fisher Chi²2)	
	H0 = Raíz unitaria (Asume un proceso de raíz unitaria común)				H0 = Raíz unitaria (permite que existan procesos no estacionarios individuales)					
	Estadist.	Prob.	Estadist.	Prob.	Estadist.	Prob.	Estadist.	Prob.	Estadist.	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* Prueba de la traza	Prob.	Est. de Fisher* Prueba del Max Eigenv.	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.	Ponderados	
			Estadístico	Prob.
<i>Dentro de la dimensión</i>				
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.		
<i>Entre la dimensión</i>				
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(1 1)*	ARDL(1 0)	ARDL(1 1)	ARDL(1 1)*
Coefficiente de largo plazo	0,3205 *	0,4287 *	0,4272 *	0,3755 ***	0,5027 *	0,4177 **
	(0,0914)	(0,0843)	(0,0852)	(0,1928)	(0,1418)	(0,1665)
Coefficiente de corrección de error	-0,2509 *	-0,2385 *	-0,2252 *	-0,3544 *	-0,3259 *	-0,3460 *
	(0,0341)	(0,0403)	(0,0353)	(0,0451)	(0,0528)	(0,0376)
Coefficientes de corto plazo $\Delta(\log(\text{crédito}/\text{PIB}(-1)))$	0,2159 *	0,1755 *	0,1841 *	0,2355 *	0,1831 *	0,2452 *
	(0,0486)	(0,0529)	(0,0516)	(0,0405)	(0,0456)	(0,0370)
$\Delta(\log(\text{PIB per cápita PPP}))$	-0,0044	-0,2135		-0,1693	-0,3442	
	(0,3085)	(0,2868)		(0,2912)	(0,2868)	
$\Delta(\log(\text{PIB per cápita PPP}(-1)))$		0,5225 ***	0,6319 **		0,3513	
		(0,3022)	(0,3012)		(0,3066)	
Prueba de Hausman	0,09	0,34	0,00			
(p-value en paréntesis)	(0,7698)	(0,5593)	(0,9448)			

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
Coefficiente de largo plazo	0,3475 *	0,3398 *	0,5765 *	0,3942 *
	(0,0781)	(0,1206)	(0,1296)	(0,0772)
Coefficiente de corrección de error	-0,2441 *	-0,1663 *	-0,2619 *	-0,2263 *
	(0,0465)	(0,0654)	(0,0784)	(0,0395)
Coefficientes de corto plazo				
$\Delta(\log(\text{crédito}/\text{PIB}(-1)))$	0,1767 *	0,0932	0,1019	0,2078 *
	0,0620	0,0781	0,0844	(0,0571)
$\Delta(\log(\text{PIB per cápita PPP}))$	-0,0800	0,1685	-0,2139	
	(0,3454)	(0,2665)	(0,2907)	
$\Delta(\log(\text{PIB per cápita PPP}(-1)))$	0,2990	0,5377 *	0,3888 ***	0,4325 **
	0,1961	(0,2088)	(0,2160)	(0,2065)
Inflación	-0,0073 *	-0,0064 *	-0,0075 *	-0,0068 *
	(0,0015)	(0,0014)	(0,0012)	(0,0015)
Inflación(-1)	0,0034 *	0,0029 *	0,0035 *	0,0033 *
	0,0010	(0,0012)	(0,0012)	(0,0009)
Tasa de interés		0,0023	0,0025	
		(0,0035)	(0,0031)	
Tasa de interés(-1)		-0,0005	-0,0037 ***	
		(0,0015)	(0,0020)	
Flujos de capital/PIB			0,0027	
			(0,0050)	
Flujos de capital/PIB(-1)			0,0012	
			(0,0047)	

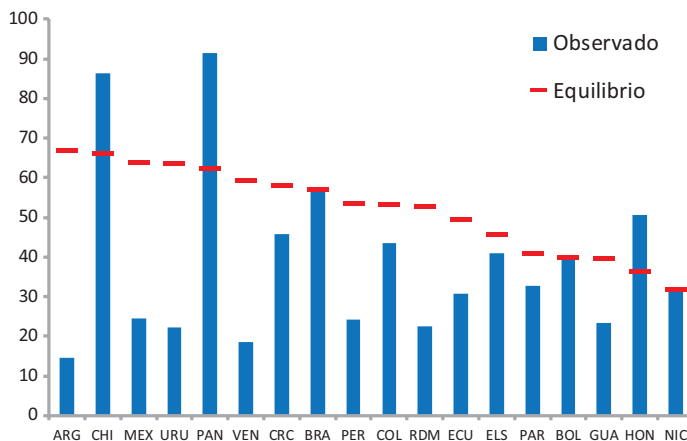
Fuente: Elaboración propia

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

Cuadro A.11: VARIABLES EMPLEADAS³⁷

Indicador	Definición	Fuente
Crédito interno al sector privado (% del PIB)	El crédito interno al sector privado se refiere a los recursos financieros otorgados al sector privado, por ejemplo mediante préstamos, compra de valores que no constituyen una participación de capital y créditos comerciales y otras cuentas por cobrar, que crean un derecho de reembolso. En el caso de algunos países, estos derechos incluyen el crédito a empresas públicas.	Indicadores del desarrollo mundial (Banco Mundial)
PIB per cápita, PPA (\$ a precios internacionales constantes de 2005)	PIB per cápita ajustado por paridad del poder adquisitivo (PPA). El PIB ajustado por PPA es el producto interno bruto convertido a dólares internacionales usando tasas de paridad de poder de compra.	Indicadores del desarrollo mundial (Banco Mundial)
Inflación, deflactor implícito del PIB (% anual)	La inflación es medida por la tasa de crecimiento anual del deflactor implícito del PIB muestra la tasa de variación de precios en la economía en su conjunto. El deflactor implícito del PIB es el cociente entre el PIB en moneda local corriente y el PIB en moneda local constante.	Indicadores del desarrollo mundial (Banco Mundial)
Tasa activa (%)	Es la tasa de interés que cobran los bancos por los préstamos a sus clientes.	Indicadores del desarrollo mundial (Banco Mundial)
Flujo de capitales / PIB (%)	La inversión extranjera directa dividida por el PIB.	Indicadores del desarrollo mundial (Banco Mundial)

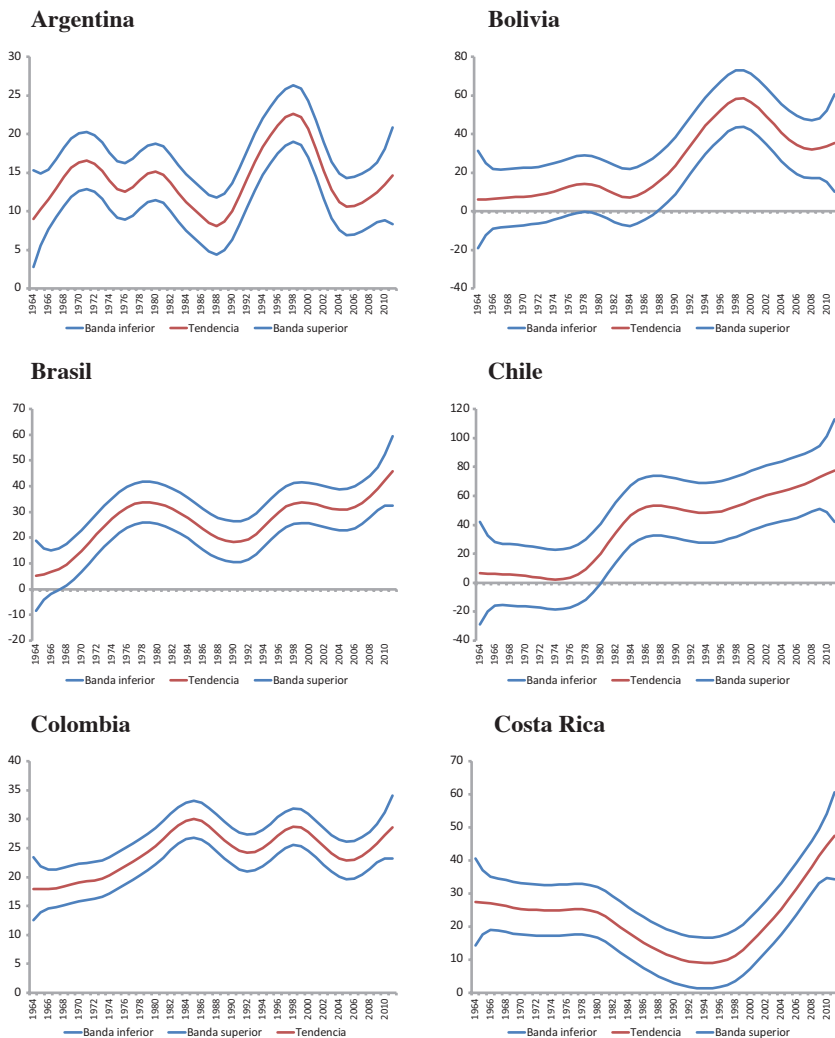
Fuente: Elaboración propia

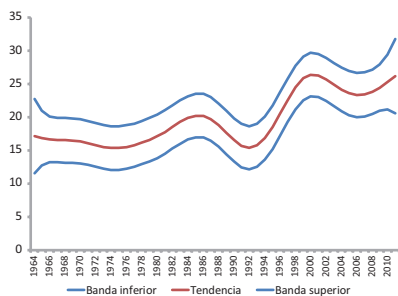
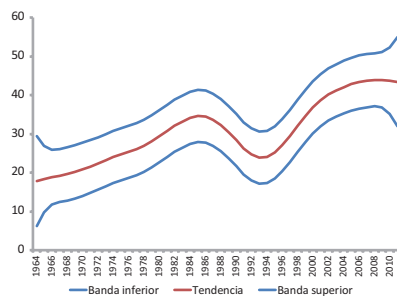
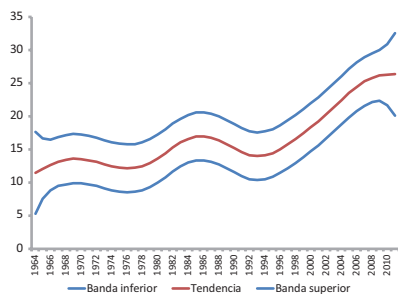
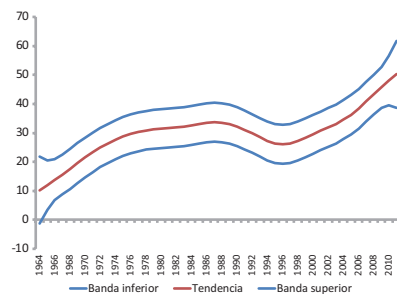
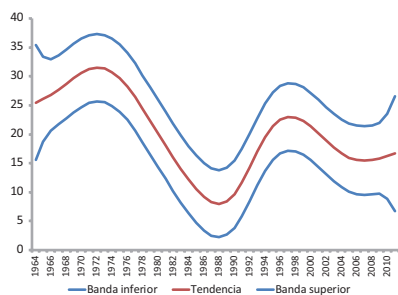
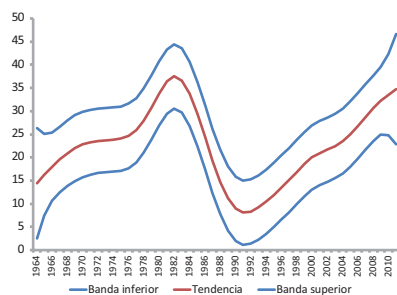
**Gráfico A.3: NIVEL DE EQUILIBRIO Y EL RATIO CARTERA / PIB OBSERVADO EN 2011
(En porcentaje)**

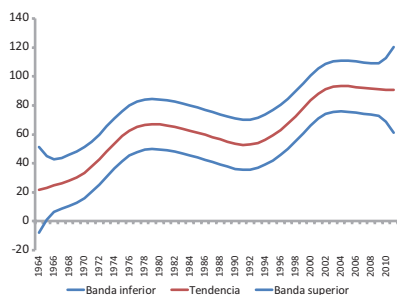
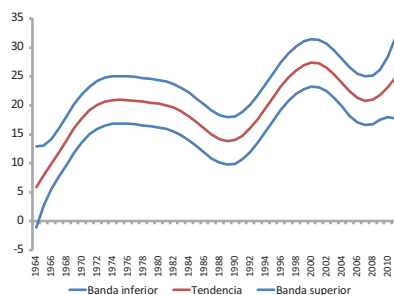
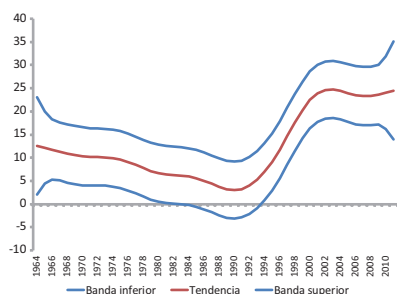
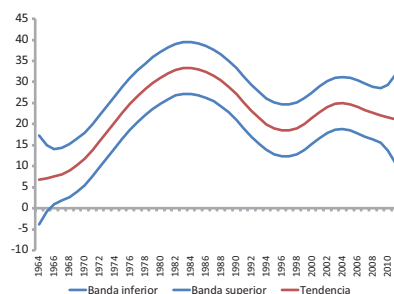
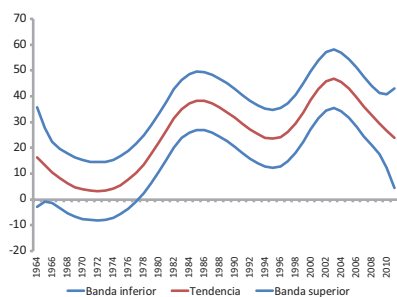
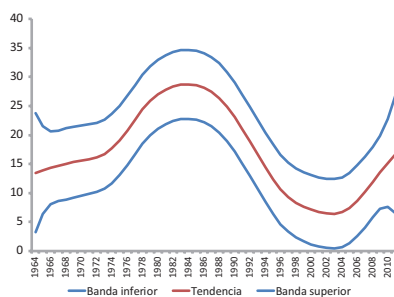
Fuente: Cálculos del autor

37 La información puede obtener en la página web <http://data.worldbank.org/>

Gráfico A.4: COMPONENTE TENDENCIA DEL RATIO CARTERA A PIB Y BANDAS DE CONFIANZA AL 95 %
(En porcentaje)



Ecuador**El Salvador****Guatemala****Honduras****México****Nicaragua**

Panamá**Paraguay****Perú****República Dominicana****Uruguay****Venezuela**

Fuente: Cálculos del autor