

Determinantes macroeconómicos de la morosidad en el sistema financiero boliviano

Código 7041

Resumen

La estabilidad financiera es un tema de creciente importancia para los bancos centrales y las autoridades reguladoras de los sistemas financieros. El trabajo explora un amplio conjunto de modelos de datos de panel para identificar los factores macroeconómicos de mayor influencia sobre el riesgo de crédito del sistema financiero boliviano. Encontramos evidencia de un efecto significativo del entorno macroeconómico: el *ratio* de morosidad se ve afectado por el crecimiento económico, las tasas de interés y la evolución del tipo de cambio y en menor medida por el crecimiento de la cartera de créditos pasada.

Palabras clave: riesgo de crédito, índice de morosidad, ciclo económico, datos de panel

Clasificación: JEL: C23, E51, G21

1. Introducción

La reciente crisis financiera internacional mostró que el riesgo de crédito es importante en los sistemas financieros con efectos adversos sobre el desempeño de la actividad económica, y al mismo tiempo, estimuló nuevos estudios que analizan los factores detrás de las crisis financieras y la relación entre el riesgo de crédito y el entorno macroeconómico.

De acuerdo con Kroszner (2002), la evolución de la cartera en mora, como una medida del riesgo de crédito, está estrechamente relacionada con el origen de las crisis financieras. Greenidge y Grosvenor (2010), señalan que la magnitud de dicha cartera es un elemento clave en el surgimiento de las crisis financieras.

La literatura reciente, tanto a nivel académico como a nivel de las autoridades de supervisión financiera, cuenta con una extensa variedad de enfoques teóricos con respecto a los determinantes macroeconómicos de riesgo de crédito, que van desde la observación empírica de que las tasas de morosidad son más altas durante la fase recesiva que durante los períodos de repunte de la economía (Stephen (1985); Nobuhiro y Moore (1997); Juri y Quagliariello (2009)). En la raíz de estas discusiones se encuentra el efecto del crecimiento económico y las tasas de interés, junto con el tipo de cambio en el caso de los países con una gran proporción de los préstamos denominados en moneda extranjera, sobre el riesgo de crédito.

Anticipar la dinámica de la cartera en mora a partir de modelos de riesgo de crédito que consideran factores macroeconómicos es crucial para la formulación de políticas prudenciales adecuadas para evitar el desapalancamiento desordenado en el sistema financiero.

El propósito del presente estudio es identificar las variables macroeconómicas que influyen en el comportamiento de la morosidad de las entidades del sistema financiero boliviano. La cartera de préstamos se constituye en la proporción más importante del activo de las entidades financieras y, por tanto, la principal fuente de sus ingresos. Sin embargo, algunos de estos préstamos entran en estado de impago afectando negativamente el desempeño de las entidades financieras y su rol principal de intermediación de recursos en la economía con efectos adversos sobre la estabilidad financiera y el crecimiento económico.

La mayor comprensión de los factores macroeconómicos que influyen en el riesgo crediticio es una tarea importante desde el punto de vista del análisis macroprudencial llevada a cabo por los bancos centrales con el fin de prevenir períodos de elevada tensión como resultado de un potencial evento sistémico en el sistema financiero. Los resultados del estudio pueden ser utilizados en la evaluación de la capacidad de resistencia del sistema financiero en el contexto del análisis macroprudencial, por ejemplo, a través de las pruebas de tensión. Los resultados también podrían ser útiles en el diseño de normativa prudencial.

El trabajo consta de 7 secciones incluyendo la introducción. En la sección 2 se analizan los factores macroeconómicos que podrían influir en la morosidad de las entidades financieras. La sección 3 presenta algunos hechos estilizados. La sección 4 resume los aspectos metodológicos de la estimación econométrica. La sección 5 se contiene información de la información utilizada en el trabajo. La sección 6 presenta los resultados del modelo para el caso boliviano. Finalmente, en la sección 7 se presentan las conclusiones.

2. Factores macroeconómicos de la morosidad

Los modelos que vinculan el riesgo de crédito a la actividad económica no son nuevos en la literatura. Los trabajos teóricos que analizan el desarrollo de modelos del ciclo económico en los cuales se introduce al sector financiero suelen encontrar una relación entre la calidad de los activos y la actividad económica. La literatura clásica que estudia las interacciones entre el entorno macroeconómico y los fundamentos financieros se remonta a los modelos desarrollados por King y Plosser (1984), Bernanke y Gertler (1989), Kiyotaki y Moore (1997) y Bernanke, Gertler y Gilchrist (1998). Un estudio más reciente, publicado por Pesaran, Schuermann, Treutler y Weiner (2006), desarrolla un marco analítico que vincula los cambios del valor de una cartera de créditos a un modelo macroeconómico global dinámico y llega a la conclusión de que la relación entre las empresas y el ciclo económico es el principal conductor de la probabilidad de incumplimiento.

Existe amplia evidencia empírica sobre el comportamiento contra-cíclico de la cartera en mora. La explicación general señala que un mayor crecimiento del Producto Interno Bruto (PIB) real por lo general se traduce en mayores ingresos para los agentes económicos y una mejora en la capacidad de pago del servicio de la deuda de los prestatarios. Por el contrario, cuando hay una desaceleración de la economía el nivel de cartera vencida probablemente aumente en la medida que se registre un mayor nivel de desempleo y los prestatarios se enfrentan a mayores dificultades para pagar sus deudas (Salas y Suarina (2002); Rajan y Dhal (2003); Fofack (2005), y Jiménez y Saurina (2005)).

Otras variables macroeconómicas que afectarían la calidad de los activos de los bancos, analizadas en diversos estudios, incluyen el tipo de cambio y la tasa de interés. En este sentido, la depreciación del tipo de cambio podría tener un impacto negativo en la calidad de los activos, sobre todo en países con una gran porcentaje de préstamos en moneda extranjera y alzas en las tasas de interés afectarían la capacidad del servicio de la deuda, en particular en el caso de los créditos otorgados con tasas de interés flotantes o variables (Louzis, Vouldis y Metaxas (2010)). Otros estudios también encontraron que la cartera en mora se vería afectada por la inflación cuyo impacto podría ser ambiguo y por el precio de las acciones. Una mayor inflación podría reducir el valor real de los préstamos pendientes; sin embargo también podría reducir el ingreso real de los prestatarios cuando los salarios son rígidos. En el caso del precio de las acciones, una reducción podría conducir a una mayor morosidad a través del efecto riqueza y una disminución en el valor de las garantías.

Espinoza y Prasad (2010) estimaron un panel dinámico para el período 1995-2008 para cerca de 80 bancos pertenecientes al Consejo de Cooperación del Golfo, de acuerdo a sus resultados un menor crecimiento económico y mayores tasas de interés provocan un aumento de la morosidad. En el documento también se encuentra una relación positiva entre la cartera vencida y el crecimiento pasado del crédito. Los resultados están en consonancia con los hallazgos de Nkuzu (2011), quien utiliza técnicas de datos de panel para una muestra de 26 economías avanzadas que se extiende para el período 1998 a 2009 y cuantifica la relación entre la calidad de la cartera de préstamos de los bancos y las vulnerabilidades macrofinancieras. Glen y Mondragón-Vélez (2011) observan 22 economías avanzadas durante el período 1996-2008 y encuentran que la evolución de los cargos por incobrabilidad son impulsados principalmente por el crecimiento del PIB real, el apalancamiento del sector privado y la falta de capitalización en el sistema bancario. Castro (2012), analiza la relación entre variables macroeconómicas y la calidad de activos del sistema financiero para un conjunto de países con resultados similares a los mencionados. Pesola (2005), Bohachova (2008) y Festic et.al (2011) también analizan los factores macroeconómicos que inciden en el comportamiento del riesgo de crédito para un conjunto de países.

También existen estudios que analizan la relación entre el entorno macroeconómico y el riesgo de crédito para países específicos. Aver (2008) muestra que el riesgo de crédito del sistema bancario esloveno depende especialmente de la situación económica (empleo y desempleo), las tasas de interés a largo plazo y el valor del índice de bursátil. Kattai (2010) y Fainstein y Novikov (2011) llegan a la misma conclusión en un estudio para los sistemas bancarios de Estonia, Letonia y Lituania. Sus resultados ponen de manifiesto la importancia del crecimiento económico y las tasas de interés como los factores más

influyentes detrás de la solidez del sistema bancario. Salas y Saurina (2002), Quagliariello (2006), Jakubík (2007), Gutiérrez (2008) y Ali y Daly (2010), en los estudios para los sectores bancario español, italiano, checo, argentino y australiano respectivamente, también señalan el crecimiento del PIB, los cambios en las tasas de interés, movimiento en los tipos de cambio, inflación, indicadores del mercados bursátil, flujos de capital y el crecimiento de la cartera en períodos previos como los principales factores macroeconómicos que afectan al riesgo de crédito.

A partir de la revisión de los trabajos empíricos señalados se considerarán las variables macroeconómicas más representativas para explicar la morosidad del sistema financiero boliviano.

3. Hechos estilizados

Actualmente el sistema financiero boliviano se encuentra conformado por entidades bancarias comerciales (BCOM), mutuales de ahorro y préstamo para la vivienda (MUT), entidades especializadas en microfinanzas (MICRO) y cooperativas de ahorro y crédito (COOP). Entre las entidades especializadas en microfinanzas, cuatro son entidades bancarias y el resto son fondos financieros privados (FFP). Las MUT orientan su actividad principalmente a financiar créditos para la vivienda, mientras que las MICRO y las COOP se vinculan con la actividad microcrediticia, el crédito de consumo y la captación del ahorro popular.

Entre 1992 y 1998 la economía boliviana mostró condiciones económicas y financieras que favorecieron el crecimiento sostenido de todos los sectores económicos. Entre 1996 y 1998, la cartera de las entidades bancarias aumentó fuertemente y en una proporción mucho mayor que el crecimiento del PIB. Sin embargo, según ASFI¹ la expansión del crédito financió principalmente la compra de bienes de consumo y la compra especulativa de bienes inmuebles.

A partir de 1999, el comportamiento de la economía experimentó un ciclo contractivo que abarcó aproximadamente hasta el año 2006. Este período se caracterizó por la presencia de eventos desfavorables externos² e internos que alteraron las condiciones de estabilidad económica, política y social del país y afectaron el clima de confianza sobre el

¹ Informe de Gestión: marzo 2001 a marzo 2007, "Crisis del sector real de la economía y cartera de créditos, pag. 47. Superintendencia de Bancos y Entidades Financieras.

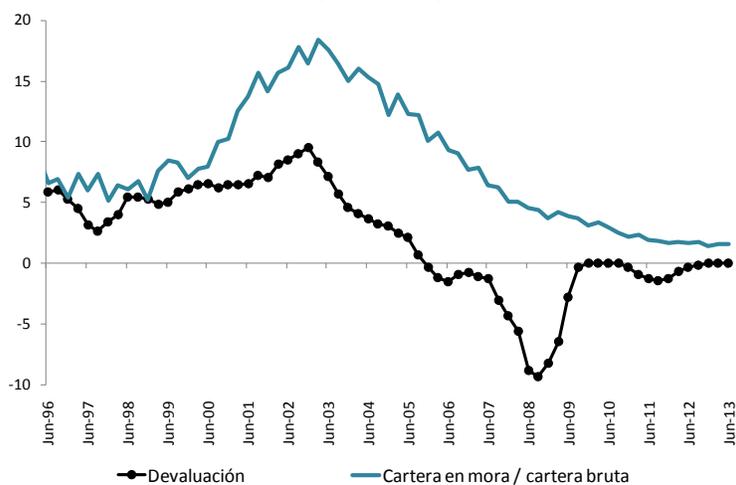
² Entre 2001 y 2003, Bolivia experimentó la influencia del ciclo contractivo internacional iniciado a partir de 1999, por efecto residual de la crisis asiática que indujo a que los países latinoamericanos desaceleren su actividad productiva con una disminución de sus tasas de crecimiento, llegando en algunos casos incluso a registrar tasas negativas.

sistema de intermediación financiera, provocando movimientos atípicos pronunciados de las principales variables que explican su comportamiento.

Los sectores más afectados por la crisis económica en el periodo 1999-2003 fueron los rubros no transables, entre estos, la construcción y el comercio, sectores altamente representativos por su elevada incidencia en la generación de empleo e ingresos, así como por su relación directa con la actividad crediticia de las entidades financieras. Según información del Instituto Nacional de Estadística (INE), la actividad de la construcción disminuyó en 16.83% en 1999, en los siguientes años la tendencia negativa continuó (excepto en la gestión 2002), alcanzándose en 2003 la caída más significativa en este sector (23.12%).

El contexto económico externo se reflejó en la salida de capitales y el deterioro de la balanza de pagos. Con el finalidad de contrarrestar estos efectos nocivos, se devaluó aceleradamente el boliviano, lo cual si bien por un lado ayudó a recuperar la competitividad de las exportaciones al mismo tiempo deterioró la capacidad de compra de los salarios y de los ingresos generados en bolivianos, afectando el comportamiento de la cartera en mora y la solvencia del sistema financiero (Gráfico 1).

**Gráfico 1: Ratio de morosidad y devaluación
(En porcentajes)**



Fuente: ASFI
Elaboración: Propia

El proceso recesivo de las actividades de los distintos sectores de la economía boliviana ahondó el creciente desequilibrio de las finanzas públicas disminuyendo las recaudaciones de la renta interna y aduanera. Por el lado de los egresos, aumentaron el pago de intereses por deuda interna y externa, el pago de pensiones a los jubilados y otros gastos

corrientes y de capital, lo cual incidió directamente en el crecimiento del déficit fiscal. La contracción de la tasa de crecimiento del PIB y la crisis de las finanzas públicas fueron los aspectos más sensibles entre 2002 y 2003, por lo que la inversión pública disminuyó drásticamente con el consecuente impacto negativo sobre las actividades productivas.

A mediados de 2003, el contexto internacional comenzó a recuperarse impulsando la actividad económica y posibilitando que gran parte de las economías de la región pudieran salir del ciclo contractivo. En 2004, las exportaciones bolivianas se recuperaron alcanzando topes históricos por lo que la balanza de pagos registró resultados positivos y crecientes, posibilitando la evolución positiva de los indicadores macroeconómicos, a lo que coadyuvó también la dinámica de la actividad del sector hidrocarburos.

Esta tendencia positiva de la situación general de la economía y el clima político y social, tuvieron un impacto favorable sobre las actividades de intermediación financiera, logrando que este sector se recupere paulatinamente en 2007 después de varios años de estancamiento.

En 2008 nuevamente se dejó sentir en la economía mundial el impacto de la última crisis financiera internacional³ por los problemas en el mercado hipotecario de Estados Unidos, iniciándose nuevamente una fase de contracción del ciclo económico que generó una contracción de la demanda externa y una reducción importante de los precios de las materias primas y precios de los principales productos de exportación en las economías en desarrollo. A pesar de esto, las políticas aplicadas por el gobierno, acompañadas de una sana administración macroeconómica (niveles de inflación controlados, incremento de las reservas internacionales, flujo de remesas del exterior, apreciación de la moneda nacional, bolivianización de la cartera y depósitos) permitieron un desenvolvimiento bueno de la economía boliviana.

En esta perspectiva, la actividad del sistema financiero experimentó también un comportamiento cíclico durante el período de análisis del presente estudio (1996 a 2013). La severidad y recurrencia con que se desarrollaron los acontecimientos económicos, políticos y sociales, durante este periodo, tuvo repercusiones en el sector financiero, principalmente en los depósitos y la asignación del crédito.

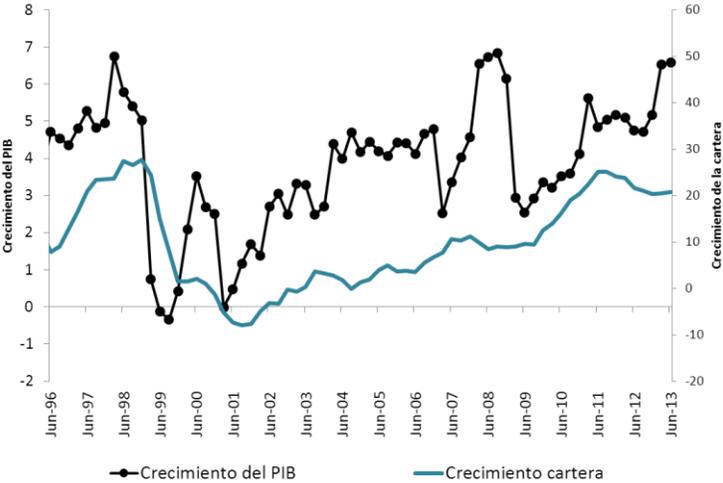
El Gráfico 2 muestra que el PIB, luego de mantener crecimientos sostenidos hasta 1998, registró una caída pronunciada como consecuencia de la crisis económica de las actividades no transables. A partir del año 2003, se produjo un crecimiento del sector de hidrocarburos por lo que el PIB comenzó a recuperar hasta 2007, año en que el producto sufrió una contracción debido al impacto de la última crisis financiera internacional, cuyos

³ Crisis *Subprime* 2007.

efectos fueron temporales ya que en 2009 nuevamente el PIB comenzó a crecer. Por su parte, la cartera crediticia tuvo una dinámica extraordinaria entre 1993 y 1998, alcanzando tasas de crecimiento elevadas. Según ASFI, gran parte del crecimiento de estas operaciones fue destinada a financiar la demanda de consumo y operaciones inmobiliarias.⁴ Posteriormente en 1999, la cartera de créditos ingresó a una fase contractiva, concordante con la crisis económica en el país reflejando el carácter pro cíclico de la actividad de intermediación financiera.⁵ La mayor reducción de la cartera de créditos entre 1999 y 2003 se verificó en los sectores más deprimidos de la economía (créditos destinados a la construcción y comercio que disminuyeron en \$us903 millones, es decir, el 60.8% del total de la disminución de la cartera de créditos verificada en dicho periodo).

Tal como se mencionó, gran parte del período 2000 a 2006 estuvo enmarcado por los efectos de la crisis económica que redujo el volumen de las actividades productivas, comerciales y de servicios, situación que derivó en una contracción de la demanda crediticia. La participación del financiamiento crediticio de la banca en la economía, se redujo de 41.8% en el año 2000 a 26.2% el año 2006.

Gráfico 2: Tasa de crecimiento del PIB y de la cartera (En porcentajes)



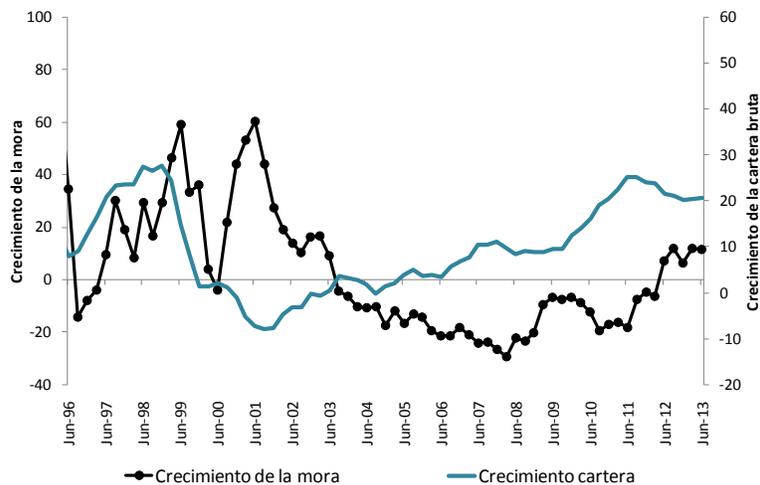
Fuente: ASFI
Elaboración: Propia

⁴ Estudio “Evolución del Régimen de Previsiones por Incobrabilidad de la Cartera de Créditos”. Pag. 11. Superintendencia de Bancos y Entidades Financieras. Marzo, 2006.

⁵ Esta relación directa entre la contracción económica y las operaciones bancarias, se observó también en gran parte de los países latinoamericanos. Los primeros cuatro años de la primera década de los años 2000, fueron de profunda crisis económica en casi todos los países de América Latina, situación que se reflejó en una contracción profunda de las operaciones crediticias en los respectivos países.

Las experiencias observadas en numerosos países que han atravesado por crisis financieras, permiten establecer que cuando ocurren crecimientos excesivos en las colocaciones crediticias, las políticas de evaluación y otorgamiento de créditos se relajan y, como consecuencia, la asignación del crédito en la economía deja de ser eficiente y poco prudente. A partir de 1998 se registró una disminución en la tasa de crecimiento de la cartera de créditos, presentando inclusive tasas de crecimiento negativas desde noviembre de 1999 hasta el primer trimestre de 2005. Por su parte, a fines de la década de los noventa la cartera en mora registró tasas de crecimiento positivas y elevadas las cuales empezaron a disminuir y se tornaron negativas desde 2003 (Gráfico 3).

Gráfico 3: Tasa de crecimiento de la cartera en mora y de la cartera bruta (En porcentajes)

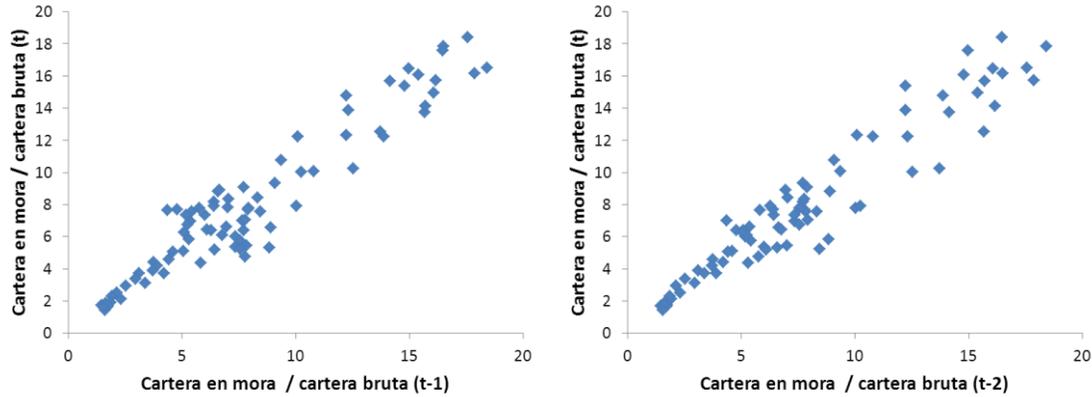


Fuente: ASFI
Elaboración: Propia

La crisis económica y la consiguiente contracción de las actividades económicas, se reflejaron en un deterioro sostenido de la capacidad de pago de los prestatarios que derivó en un continuo aumento del ratio de morosidad del sistema financiero. En 2002 se registró la gestión más crítica para todo el sistema financiero⁶ ya que se registraron los índices de mora más elevados, con clara incidencia en el desempeño financiero y el deterioro de la posición patrimonial. Sin embargo, a partir del año 2003, el índice de mora ha mostrado una tendencia a disminuir tal como se puede evidenciar en el Gráfico 4.

El sistema regulatorio jugó un papel importante en la mejora del desempeño del sistema financiero. La modernización del marco legal, incorporó medidas prudenciales y preventivas necesarias para la administración de riesgos en las entidades financieras

⁶ .



Fuente: ASFI
 Elaboración: Propia

4. Metodología

Esta sección describe la metodología para estimar un modelo de riesgo de crédito que permita relacionar variables macroeconómicas con el *ratio* de morosidad. Se presentan distintas alternativas econométricas para datos de panel que podrían emplearse. Luego de un análisis de los resultados y las características de la muestra se determinará la metodología más apropiada.

Con el fin de construir una medida de riesgo de crédito, se usó el *ratio* de morosidad de la cartera definido como el cociente entre la cartera en mora y la cartera total del sistema financiero, sujeto a una transformación *logit*.⁷

Estimador de mínimos cuadrados ordinarios y efectos fijos

El modelo más simple para estimar el riesgo del sistema financiero sería a través de un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) a partir de la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + Z_t\omega + u_{it} \quad (1)$$

Donde y_{it} es la variable dependiente (*ratio* de morosidad) para la entidad financiera i en el periodo t , α_i representa la heterogeneidad no observable, X_{it} contiene las variables específicas de las entidades financieras que varían entre entidades y a lo largo del tiempo (heterogeneidad observada), Z_t contiene las variables macroeconómicas que varían en el tiempo y que son comunes a todas las instituciones financieras y u_{it} es el término de perturbación.

Existe una única covariable incluida en X_{it} : el crecimiento de la cartera de créditos rezagada, la cual mide el grado en que una entidad financiera acelera o ralentiza su

⁷ *Logit* (x) = $\log(x/(1-x))$

actividad crediticia en períodos previos. Las variables macroeconómicas incluidas en Z_t son: la devaluación anual del tipo de cambio, el crecimiento anual del PIB y la tasa de interés activa promedio ponderada.

Una dificultad existente mediante este enfoque, es probablemente la importancia de la heterogeneidad no observada en la media condicional a lo largo de las instituciones financieras. En este sentido, una alternativa simple para estimar este modelo sería a través del uso de un modelo de datos de panel con efectos fijos estático aplicando la transformación intra-grupos (*Within*) debido a que la muestra considera a todas las entidades financieras existentes en el sistema.

Sin embargo, la existencia de persistencia a lo largo del tiempo en la variable dependiente, (*ratio* de morosidad) como se muestra en el Gráfico 5, sugiere que la variable dependiente estaría mejor modelada mediante una especificación dinámica, por lo que se introdujo el rezago de la variable dependiente como variable explicativa del modelo de efectos fijos.

La primera fuente de persistencia está dada por la presencia de autocorrelación debido a la existencia de la variable dependiente rezagada entre los regresores, mientras que la segunda fuente de persistencia se debe a la estimación a través de efectos fijos caracterizando la heterogeneidad entre los individuos.

La especificación dinámica de este modelo de efectos fijos o Mínimos Cuadrados con variables *Dummy* (*LSDV*) es estimada aplicando *OLS* al modelo expresado en desviaciones a la media de cada unidad del panel con relación al tiempo mediante el siguiente modelo:

$$y_{it} = \rho y_{it-1} + \alpha_i + X_{it}\beta + Z_t\omega + u_{it} \quad (2)$$

$$u_{it} = \mu_i + v_{it}$$

Donde μ_i es el efecto individual y v_{it} es el término de perturbación y se asume que tienen las siguientes características: $\mu_i \sim \text{IID}(0, \sigma_\mu^2)$ y $v_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_v^2)$ y además son independientes.

Nickel (1981)⁸ mostró que el estimador *Within* es sesgado e inconsistente particularmente cuando el número de unidades de corte transversal del panel (N) es grande y los períodos en los cuales se observan a dichas unidades (T) es pequeño, sesgo que no es mitigado con el incremento de N , ni con la adición de variables explicativas. Sin embargo, a medida que T crece los estimadores de efectos fijos son consistentes.

⁸ El análisis y resultados desarrollados por Nickel (1981) serán presentados con mayor detenimiento más adelante.

Se han desarrollado muchos intentos para corregir el sesgo del estimador *Within* de efectos fijos, entre los que se encuentran el modelo de variables instrumentales (*IV*) y el Método Generalizado de Momento (*GMM*) que serán desarrollados más adelante. Una debilidad de estos estimadores es que sus propiedades sólo son buenas cuando *N* es grande; cuando el número de unidades de corte transversal es pequeño, los estimadores de estos modelos pueden ser severamente sesgados e imprecisos.⁹

Cabe destacar, que estudios de Monte Carlo realizados con anterioridad a Arellano y Bond (1991), Kiviet (1995), Judson y Owen (1999), mostraron que los estimadores *LSDV* aunque inconsistentes, tienen una menor varianza comparada con los estimadores de *IV* y *GMM*.

Por su parte, Kiviet (1995) en su intento de solucionar el problema de estimación cuando *N* es grande derivó una aproximación para el estimador *Within* en modelos de datos de panel dinámicos con errores no correlacionados y variables explicativas estrictamente exógenas. Sin embargo, este enfoque no es aplicable a modelos de datos de panel no balanceados.

En este sentido, Bruno (2005) desarrolló una corrección al sesgo del estimador del modelo *LSDV* para datos de panel no balanceados con variables explicativas estrictamente exógenas,¹⁰ usando la matriz de varianzas y covarianzas mediante la técnica de *Bootstrap* cuando *N* es pequeño y *T* es grande.¹¹

$$y_{it} = \rho y_{it-1} + \alpha_i + X_{it}\beta + Z_t\omega + u_{it} ; \rho < 1 \quad (3)$$

Para asegurar la estabilidad dinámica, el coeficiente del primer rezago de la variable dependiente debe ser menor a la unidad.

El sesgo corregido del modelo *LSDV* (*LSDVC*) puede ser obtenido hallando los estimadores consistentes para σ_u^2 y ρ , e introduciéndolos dentro de las fórmulas de aproximación del sesgo y restando esta aproximación estimada del sesgo del modelo *LSDV* inicial como se observa en la ecuación (4).

$$LSDVC_i = LSDV - \beta_i \quad (4)$$

⁹ Esto es frecuente en el caso de la mayor parte de los macro paneles, pero también se evidencia en micro paneles donde el problema de la heterogeneidad fuerza al investigador a no usar toda la información disponible.

¹⁰ La corrección no puede ser aplicada en presencia de variables endógenas o variables explicativas débilmente exógenas.

¹¹ El estimador *LSDV* no es consistente para un *T* pequeño.

Posibles estimadores consistentes de ρ son los correspondiente a Anderson – Hsiao (AH), Arellano – Bond (AB) o Blundell – Bond (BB).

Estimadores IV y GMM

Como se mencionó en párrafos previos, al considerar una especificación dinámica es posible emplear los métodos de *VI* o *GMM*. De acuerdo a Baltagi (2008) al incluir el rezago de la variable dependiente en la ecuación (2), se debe considerar que como y_{it} es una función de μ_i , $y_{i,t-1}$ también es una función de μ_i . Por tanto, $y_{i,t-1}$ está correlacionado con el término de error por lo que el estimador *OLS* es sesgado e inconsistente, incluso si los v_{it} no están serialmente correlacionados. La transformación intra-grupos (*Within*) que se lleva a cabo para obtener los estimadores de efectos fijos, elimina el efecto individual no observable μ_i , pero el término $(y_{i,t-1} - y_{i,-1})$, donde $y_{i,-1} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T y_{i,t-1}$, estará correlacionado con $(v_{it} - v_i)$ aún si v_{it} no está serialmente correlacionado, debido a que, por construcción, $y_{i,t-1}$ está correlacionada con v_i . Además, v_i está correlacionada con $y_{i,-1}$ porque el último promedio contiene a y_{it} . Estos son los principales términos que ocasionan la correlación y ambos son de orden $(T - 1)$. Este resultado fue planteado por Nickell (1981) quien mostró que el estimador intra-grupos es sesgado de orden $O(1/T)$. Este sesgo no desaparece al incrementar el número de individuos (N), por lo que el estimador intra-grupos es inconsistente para N grande y T pequeño. Por tanto, la correlación resultante crea un sesgo de muestra grande en la estimación del coeficiente de la variable dependiente rezagada (ρ), el cual si es positivo presentará un sesgo negativo y, por tanto, la persistencia de y_{it} será subestimada.

Como señala Baum (2006) una solución a este problema consiste en tomar la primera diferencia del modelo original, lo cual permite remover la constante y el término del efecto individual. Aún así persiste la correlación entre el rezago de la variable dependiente diferenciada y el proceso de perturbación. Sin embargo, con los efectos fijos individuales excluidos, es posible emplear un estimador de variables instrumentales. Se pueden construir instrumentos para la variable dependiente rezagada a partir del segundo y tercer rezago de y_{it} , ya sea en forma de diferencias o niveles rezagados. Si v_{it} es *IID*, los rezagos de y_{it} estarán altamente correlacionados con la variable dependiente rezagada (y su diferencia), pero no lo estarán con el proceso de error compuesto. Aún si consideramos que v_{it} podría seguir un proceso *AR(1)*, podríamos continuar con esta estrategia, "dar marcha atrás" un período y utilizar el tercer y cuarto rezago de y_{it} (suponiendo que las series de tiempo para cada unidad son suficientemente largas para hacerlo). Este procedimiento es conocido como el estimador de Anderson - Hsiao (AH).

A partir de dicho estimador Arellano y Bond (1991, AB) plantean una metodología para datos de panel dinámicos. Según los autores la metodología de variables instrumentales

no explota toda la información disponible en la muestra y al hacerlo a través del método generalizado de momentos (*GMM* por sus siglas en inglés), es posible construir estimaciones más eficientes. AB argumentan que el estimador de AH, a pesar de ser consistente, no toma en cuenta todas las posibles condiciones de ortogonalidad. Un aspecto clave de la estrategia de AB, es la suposición de que los instrumentos necesarios son "internos", es decir, constituidos a partir de los valores rezagados de la(s) variable(s) instrumentada(s), aunque los estimadores también permiten la inclusión de instrumentos externos.

Una posible debilidad del estimador de AB fue identificada por Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998). De acuerdo a estos autores los niveles rezagados no son generalmente buenos instrumentos para las variables en primeras diferencias, especialmente si las variables son cercanas a una caminata aleatoria y por tanto, proponen la inclusión como instrumentos tanto de los niveles rezagados como de las diferencias rezagadas. Naturalmente, el costo de este procedimiento es un conjunto de nuevas restricciones a las condiciones iniciales del proceso generador de y_{it} .

Pese al amplio uso de las metodologías de *IV* y *GMM* para paneles dinámicos en los últimos años nuevamente es importante recalcar dos aspectos importantes: 1) una debilidad de estos estimadores es que sus propiedades se mantienen sólo cuando N es grande y, por tanto, pueden ser muy sesgados cuando el número de unidades del panel es muy pequeño y 2) que en la medida que T aumente el estimador de efectos fijos llega a ser consistente. Al respecto Baltagi (2008) señala que para los típicos micro-panels en los cuales N es grande y T es pequeño y fijo el estimador intra-grupos (*Within*) es sesgado e inconsistente y vale la pena destacar que sólo cuando $T \rightarrow \infty$ el estimador intra-grupos de ρ y α de la ecuación (2) serán consistentes para el modelo dinámico de componente de error. Por su parte, Bruno (2005) introduce modificaciones al estimador de efectos fijos para paneles dinámicos no balanceados, cuyos resultados son preferibles a los métodos de *IV* y *GMM* cuando N es pequeño y los regresores son estrictamente exógenos.

5. Datos y muestra disponible

El estudio abarca el período 1996-2013 con periodicidad trimestral¹². La información utilizada es de carácter pública y se encuentra disponible en las páginas web del Instituto Nacional de Estadística (INE, www.ine.gob.bo), la Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero (ASFI, www.asfi.gob.bo) y del Banco Central de Bolivia (BCB, www.bcb.gob.bo).

Los balances publicados por la ASFI contienen la información requerida para la construcción de la variable dependiente y el cálculo de la tasa de crecimiento de la cartera

¹² El período abarca desde el primer trimestre de 1996 hasta el segundo trimestre de 2013.

de crédito de las entidades financieras. Para la construcción de la variable dependiente se utilizó el *ratio* de cartera en mora sobre cartera bruta, donde la cartera en mora considera la cartera vencida, la cartera vencida reprogramada, la cartera en ejecución y la cartera en ejecución reprogramada.

Con relación a las variables macroeconómicas, las tasa de crecimiento del PIB y el tipo de cambio fueron obtenidas de la página web del INE. El crecimiento del PIB y la tasa de devaluación son calculadas con respecto a los últimos doce meses (tasas de crecimiento anuales). Las tasas de interés fueron procesadas de la información reportada por las entidades financieras al BCB y corresponden a las tasas activas efectivas promedio del sistema financiero. El cuadro siguiente registra estadísticas de las variables utilizadas en el modelo.

Cuadro 1
Estadísticos descriptivos de las variables del modelo

	Promedio	Desv, Estad.	Máximo	Mínimo
<i>Ratio</i> de morosidad	8,09	5,00	18,42	1,45
Crecimiento de la cartera bruta	10,02	9,95	27,68	-7,96
Crecimiento del PIB	3,85	1,72	6,85	-0,34
Devaluación	2,06	4,39	9,50	-9,34
Tasa de interés activa	12,78	2,89	18,71	8,62

Fuente: ASFI

Elaboración: Propia

6. Resultados

A partir de la descripción de las metodologías señaladas en el Cuadro 2, se muestran los resultados de los coeficientes estimados a partir de los modelos *LSDV* y *LSDVC* (Bruno (2005)). Cabe destacar que todas las variables explicativas fueron consideradas como estrictamente exógenas, mientras que la variable dependiente rezagada fue considerada como variable endógena.

A pesar de las diferencias estadísticas de las metodologías usadas, en general, todos los coeficientes estimados reportan los signos esperados y magnitudes parecidas, inclusive cuando se estima a través de *OLS* sin tomar en cuenta el potencial impacto de la heterogeneidad no observada en la media condicional. Por su parte, el coeficiente de la variable dependiente rezagada fue menor a 1 en todos los modelos estimados, asegurando la presencia de estabilidad dinámica en los modelos.

En la estimación *OLS*, el rezago de la variable dependiente está correlacionada positivamente con el error, sesgando el coeficiente hacia arriba, mientras que en el modelo *Within* de efectos fijos, el coeficiente estimado presenta un sesgo hacia abajo

debido al signo negativo de la correlación entre el rezago de la variable dependiente y el error transformado (v_{t-1}). Dadas las direcciones opuestas del sesgo presente en estos estimadores, los coeficientes estimados consistentes deberían estar entre estos dos valores y es exactamente lo que sucede en los modelos corregidos de *LSDV* de Bruno (2005) y también en los modelos de *IV* y *GMM*.

La persistencia elevada del *ratio* de morosidad se encuentra repartida en los coeficientes del primer y segundo rezago confirmando nuestra conjetura inicial basada en la observación del Gráfico 5.

Los efectos de los coeficientes estimados para las variables macroeconómicas son también intuitivos: a mayor incremento de la tasa de crecimiento anual del PIB disminuye el riesgo de crédito de las instituciones financieras ya que esto mejora la capacidad de pago de los deudores, mientras que lo contrario ocurre ante incrementos de las tasas de interés y de la devaluación. El crecimiento de la cartera reportó un signo positivo.

Cuadro 2
Variables dependiente: $[\log(mor/(1-mor))]$

	OLS	Efectos Fijos	Bruno (AH)	Bruno (AB)	Bruno (BB)
Ratio de morosidad					
Rezago 1	0,59 *** (0,0480)	0,54 *** (0,0456)	0,56 *** (0,0155)	0,56 *** (0,0139)	0,56 *** (0,0139)
Rezago 2	0,38 *** (0,0425)	0,37 *** (0,0362)	0,36 *** (0,0200)	0,35 *** (0,0140)	0,35 *** (0,0142)
Devaluación	0,39 *** (0,0956)	0,48 *** (0,1136)	0,47 *** (0,1782)	0,46 *** (0,1077)	0,47 *** (0,1098)
Crecimiento del PIB	-0,62 ** (0,2585)	-0,96 *** (0,2601)	-0,94 ** (0,3899)	-0,96 *** (0,2324)	-0,97 *** (0,2365)
Tasa de interés	0,68 *** (0,1369)	0,32 ** (0,1498)	0,30 (0,2633)	0,31 ** (0,1539)	0,33 ** (0,1607)
Crecimiento rezagado de la cartera	0,00 * (0,0016)	0,01 ** (0,0025)	0,00 (0,0044)	0,00 * (0,0026)	0,01 * (0,0027)
Constante	-0,13 (0,0249)	-0,15 *** (0,0255)			

Nota: (***) significativo al 99%, (**) significativo al 95% y (*) significativo al 90%. En el caso de los estimadores LSDVC los errores estándar fueron calculados por el método de *bootstrap*. En la primera etapa, los estimadores fueron obtenidos de los modelos de Anderson – Hsiao, Arellano – Bond y Blundell – Bond.

Al llevar a cabo las estimaciones con los métodos de *IV* y *GMM* se observa que los resultados no difieren significativamente de los observados con los estimadores de efectos fijos. El crecimiento del PIB, las tasas de interés, la devaluación y el crecimiento pasado de la cartera de créditos siguen presentado los signos esperados y en la mayoría de las especificaciones siguen siendo estadísticamente significativos a los niveles convencionales. El coeficiente del primer rezago sigue siendo significativo, se mantiene en

los rangos establecidos por los estimadores *OLS* y de efectos fijos y en general es estimado con mayor precisión por los estimadores de efectos fijos (Cuadro 3).

Cuadro 3
Variables dependiente: $[\log(mor/(1-mor))]$

	AH	AB (1 etapa)	AB (2 etapas)	BB (1 etapa)	BB (2 etapas)
Ratio de morosidad					
Rezago 1	0,58 (0,4533)	0,53 *** (0,0513)	0,54 *** (0,0133)	0,59 *** (0,0469)	0,60 *** (0,0550)
Rezago 2	0,37 ** (0,1613)	0,37 *** (0,0369)	0,37 *** (0,0095)	0,37 *** (0,0403)	0,38 *** (0,0432)
Devaluación	-0,18 (0,7958)	0,46 *** (0,1208)	0,42 *** (0,0724)	0,38 *** (0,0947)	0,32 ** (0,1470)
Crecimiento del PIB	-1,27 *** (0,5021)	-1,16 *** (0,3129)	-1,21 *** (0,0792)	-0,72 ** (0,2842)	-0,76 ** (0,3092)
Tasa de interés	1,55 ** (0,6923)	0,21 (0,1809)	0,19 (0,0577)	0,58 *** (0,1382)	0,54 *** (0,2011)
Crecimiento rezagado de la cartera	0,00 (0,0046)	0,01 ** (0,0029)	0,01 *** (0,0012)	0,00 ** (0,0017)	0,00 (0,0023)

Nota: (***) significativo al 99%, (**) significativo al 95% y (*) significativo al 90%.

A pesar de las diferencias en las metodologías estadísticas empleadas, en general, los coeficientes estimados con los distintos modelos presentaron los signos esperados. Los coeficientes de los componentes autorregresivos reflejan la persistencia de la morosidad. Considerando las ventajas y desventajas de los estimadores de datos de panel dinámicos empleados en el presente trabajo, las características de nuestra muestra (panel no balanceado con *N* pequeño y *T* grande) y la presencia de persistencia en el *ratio* de morosidad, consideramos que los estimadores propuestos por Bruno (2005) son los más apropiadas para la presente investigación.

7. Conclusiones

El riesgo crediticio es el riesgo más importante que una entidad financiera debe gestionar. La principal característica del riesgo de crédito es el deterioro de la calidad de la cartera reflejado en un incremento de la morosidad, es decir, una menor recuperación de los intereses y capital adeudados por los agentes económicos, lo cual puede generar un deterioro en el capital y solvencia de las entidades financieras. A nivel macroeconómico, dado la estrecha relación entre la función de intermediación que cumple el sistema financiero y el crecimiento económico resulta relevante analizar el riesgo crediticio que se constituye en una de las principales causas que puede derivar en una crisis financiera con importantes pérdidas de bienestar para la economía.

El objetivo del trabajo fue analizar si el entorno macroeconómico tiene alguna influencia sobre el riesgo crediticio del sistema financiero boliviano. Para ello, a partir de distintas técnicas de datos de panel, se realizaron estimaciones en las cuales se incluyeron como posibles factores que expliquen el comportamiento del *ratio* de morosidad el crecimiento del PIB, la tasa de interés activa, la devaluación del tipo de cambio y el crecimiento de la cartera de créditos de períodos previos. Debido a la presencia de persistencia de la morosidad se emplearon distintos estimadores para paneles dinámicos. Considerando las ventajas y desventajas de dichos estimadores, las características de nuestra muestra y la presencia de persistencia en el *ratio* de morosidad, consideramos que los estimadores propuestos por Bruno (2005) son los más apropiadas para la presente investigación.

De acuerdo con los resultados en el período de análisis, existiría una relación cíclica entre el crecimiento económico y la morosidad de cartera. Es decir, en períodos de auge las familias y empresas experimentan mayores ingresos lo que les facilita el cumplimiento de sus obligaciones financieras mientras que durante las recesiones ven mermada su capacidad de pago lo cual generaría mayor morosidad. Por tanto el crecimiento económico es un factor importante para explicar la morosidad de cartera del sistema financiero. Por su parte, las tasas de interés activas y la devaluación de la moneda nacional tendrían un efecto adverso sobre la morosidad.

Finalmente, de forma muy robusta, aunque con un efecto no tan significativo como las variables macroeconómicas consideradas, el mayor ritmo de expansión del crédito en los períodos previos, tendría un efecto adverso sobre la evolución de la morosidad.

De los resultados hallados, se podría decir que un crecimiento estable de la economía sin recesiones profundas que erosionen el sistema productivo, la estabilidad de la política cambiaria y expansiones del crédito bajo políticas crediticias prudentes en las fases de auge económico son condiciones que aseguran bajos niveles de morosidad.

Los resultados del estudio pueden ser utilizados en la evaluación de la capacidad de resistencia del sistema financiero en el contexto del análisis macroprudencial, por ejemplo, a través de las pruebas de tensión. Los resultados también podrían ser útiles en el diseño de normativa prudencial.

Bibliografía

Ali, A., Daly, K., (2010): "Macroeconomic determinants of credit risk: Recent evidence from a cross country study". *International Review of Financial Analysis*, 19, 165-171.

Arellano, M. y Bond, S. (1991): "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations" *Review of Economic Studies* (1991) 58, 277-297.

ASOBAN (2001). "Sistema bancario boliviano 1998 – 2001". informe de la comisión técnica.

Aver, B., (2008): An Empirical Analysis of Credit Risk Factors of the Slovenian Banking System. *Managing Global Transitions*. 6 (3), 317-334.

Baltagi, B. (2008). "Econometric Analysis of Panel Data". 4th. Edition.

Baum, C. (2006). "An introduction to modern econometrics using Stata" Stata Press.

Baum, C. (2013). "Dynamic Panel Data estimators". EC 823: Applied Econometrics, Boston College.

Beck, R., Jakubik, P. y Piloju, A. (2013). "Non-Performing loans what matters in addition to the economic cycle?" European Central Bank (2013), Working Paper Series N°1515.

B. Bernanke and M. Gertler (1989): "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations", *American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, pp. 14-31, 1989.

B. Bernanke, M. Gertler and S. Gilchrist (1998): "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", NBER Working Papers 6455, 1998.

Bohachova O. (2008): "The impact of macroeconomic factors on risks in the banking sector: a cross-country empirical assessment". IAW-Diskussionspapiere, No. 44

Bruno, G. (2005). "Estimation and inference in dynamic unbalanced panel-data models with a small number of individuals" *The Stata Journal* (2005) 5, Number 4, pp. 473-500.

Castro, V. (2012). "Macroeconomic determinants of the credit risk in the banking system: The case of the GIPSI". Universidade do Minho, Working Paper Series NIPE WP 11/12.

Espinoza, R. y Prasad, A.(2010). "Nonperforming Loans in the GCC Banking System and their Macroeconomic effects". IMF Working Paper 10/224.

Fainstein G. y Novikov I. (2011): "The Comparative Analysis of Credit Risk Determinants In the Banking Sector of the Baltic States". Review of Economics & Finance

Festic, M., Kavkler, A., Repina, S., (2011): "The macroeconomic sources of systemic risk in the banking sectors of five new EU member states". Journal of Banking and Finance, 35, 310-322.

Fofack, H. (2005). "Nonperforming loans in sub-saharan africa: causal analysis and macroeconomic implications". World Bank Policy Research Working Paper 3769, November 2005

G J. Glen and C. Mondragón-Vélez (2011): "Business Cycle Effects on Commercial Bank Loan Portfolio Performance in Developing Economies", International Finance Corporation, World Bank Group, 2011.

Greenidge, K. y Grosvenor, T. (2010). "Forecasting non-performing loans in Barbados". Journal of Business, Finance and Economics in Emerging Economies, 5, 80-107

Gutiérrez M. (2008). "Modeling extreme but plausible losses for credit risk a stress testing framework for the Argentine financial system". Banco Central de Argentina. Junio 2008.

P. Jakubík (2007): "Macroeconomic Environment and Credit Risk", Czech Journal of Economics and Finance, 57(1-2), pp. 41-59, 2007.

Jiménez, G. y Saurina, J. (2006). "Credit Cycles, Credit Risk, and Prudential Regulation". International Journal of Central Banking. Junio 2006.

Judson y Owen (1999). "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists". Federal Reserve Board of Governors.

Juri Marcucci & Mario Quagliariello, 2008. "Credit risk and business cycle over different regimes," Temi di discussione (Economic working papers) 670, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.

Kattai, R. (2010). "Credit Risk Model for the Estonian Banking Sector". Working Paper Series 1/2010.

R. G. King y C. I. Plosser (1984): "Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle", American Economic Review, Vol. 74, No. 3, pp. 363-380, 1984.

Kiviet, J. (1995). "On bias, inconsistency and efficiency of various estimators in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics*, 68, 53-78

N. Kiyotaki y J. Moore (1997): "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 105(2), pages 211-48, 1997.

Klein, N. (2013). "Non-Performing loans in CESEE: Determinants and impact on macroeconomic performance". IMF Working Paper 13/72.

Kroszner, P., (2002), *Non-Performing Loans, Monetary Policy and Deflation: The Industrial Country Experience*,. Economic and Social Research Institute Cabinet Office, Government of Japan

D. P. Louzis, A. T. Vouldis y V. L. Metaxas (2010): "Macroeconomic and bankspecific determinants of non-performing loans in Greece: a comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios," Working Papers 118, Bank of Greece, 2010

Maino, R. y Tintchev, K. (2012). "From Stress to Costress: Stress testing interconnected banking systems". IMF Working Paper 12/53.

Nickell, S. (1981). "Biases in dynamic models with fixed effects". *Econometrica*, 49, págs 1417-1426.

Nkuzu, M. (2011). "Nonperforming Loans and Macrofinancial Vulnerabilities in Advanced Economies". IMF Working Paper 11/161.

Nobuhiro y Moore (1997). "Credit Cycles". University of Chicago. *Journal of Political Economy*, 1997, vol. 105, no. 2

M. H. Pesaran, T. Schuermann, B. Treutler y S. M. Weiner (2006), "Macroeconomic Dynamics and Credit Risk: A Global Perspective", *Journal of Money, Credit, and Banking*, no. 38, vol. 5, pp 1211–1261, 2006.

Pesola, J. (2005). "Banking fragility and distress: An econometric study of macroeconomic determinants". Bank of Finland Research, Discussion Papers 13.

Quagliariello (2006). "Bank's performance over the business cycle: a panel analysis on Italian intermediaries". The University of York, Discussion papers in Economics, N°2004/17.

Rajan, Rajiv and Sarat C. Dhal (2003). "Non-performing Loans and Terms of Credit of Public Sector Banks in India: An Empirical Assessment." *Occasional Papers*, 24:3, pp. 81-121, Reserve Bank of India.

Roodman, D. (2009). "How to do xtabond2: an introduction to difference and system GMM in Stata". *The Stata Journal* (2009), 9, number 1, pp. 86-136.

Salas, V., y Saurina, J. (2002). «Credit risk in two institutional settings: Spanish commercial and saving banks», *Journal of Financial Services Research*, 22: 3, pp. 203-224.

Saurina, J. (1998). "Determinantes de la morosidad de las cajas de ahorros españolas", *Investigaciones Económicas*, vol. XXII (3), pp. 393-426.

Stephen, W. 1985. "Financial Intermediation, Business Failures, and Real Business Cycles", *Journal of Political Economy*, Vol. 95(6), pp. 1196–1216.

Supertintendencia de Bancos y Entidades Financieras (2007). "Informe de gestión 2001 – 2007".

Superintendencia de Bancos y Entidades Financieras (2007). "Evolución del Régimen de Previsiones por Incobrabilidad de la Cartera de Créditos en el Sistema"

Supertintendencia de Bancos y Entidades Financieras (2007). "Indicadores de Solidez Financiera en el Sistema Boliviano"

Vazquez, F., Tabak, B. y Souto, M. (2010). "A macro stress test model of credit risk for the Brazilian Banking Sector". Banco Central do Brasil, Working Paper Series 226.