



BANCO CENTRAL DE BOLIVIA

Ley del efecto proporcional: un análisis de los patrones de crecimiento del sistema financiero boliviano

Oscar Díaz Quevedo *

Documento de trabajo No 04/2013

Revisado por: Oswaldo Irusta Díaz

Diciembre de 2013

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

Trabajo presentado en VI Encuentro de Economistas de Bolivia efectuado entre el 24 y 25 de octubre de 2013 en Tarija, Bolivia.

Resumen

El trabajo plantea investigar la distribución del tamaño de las entidades que conforman el sistema de intermediación financiera en Bolivia a partir de una perspectiva dinámica para el período 1990-2012; para ello se verificará si los datos confirman la Ley Gibrat o Ley de Efectos Proporcionales (LEP) a partir de pruebas de raíz unitaria, empleando la metodología de datos de panel. Los resultados señalan que las entidades financieras más grandes crecen más rápido que las de menor tamaño, la existencia de persistencia positiva de las tasas de crecimiento en períodos sucesivos, y que el crecimiento es más variable en las entidades más pequeñas. Por tanto, de acuerdo a la evidencia presentada se rechaza la LEP para el caso del sistema financiero boliviano.

Clasificación JEL: C23, G21, L11

Palabras clave: Ley de efectos proporcionales, pruebas de raíz unitaria para panel, distribución del tamaño

Law of proportional effect: an analysis of the growth patterns of Bolivian financial system

Abstract

The paper investigates the size distribution of the entities of financial intermediation in Bolivia from a dynamic perspective for the period 1990-2012. The objective is to verify whether the data confirm the Gibrat Law also known as the Law of Proportionate Effects (LPE) from unit root tests using the panel data methodology. The results indicate that larger banks are growing faster than the smaller ones, the existence of persistent positive growth rates in subsequent periods, and that growth is more variable in smaller entities. Therefore, according to the evidence presented the LPE is rejected in the case of the Bolivian financial system.

JEL Classification: C23, G21, L11

Keywords: Law of proportional effect, unit root tests for panel data, size distribution

I. Introducción

Existe una amplia literatura que ofrece explicaciones de por qué ciertas entidades financieras crecen y logran escalas considerables (Berger et al., 1999). Algunos estudios se enfocan en la mayor eficiencia que pueden alcanzar dichas entidades a través de su acceso a economías de escala y ámbito (Berger et al., 1993; Berger y Humphrey, 1997). La capacidad de las entidades ya establecidas en el mercado para crear barreras de entrada y salida también puede ser un factor determinante¹ (Goddard et al., 2002). Otras características estructurales tales como el tamaño y el crecimiento de la industria, también pueden influir en la concentración del mercado (Rose, 1987). La regulación, incluida la legislación anti monopolios, también puede ser un factor determinante de la concentración (Neven et al., 1993; 1998).

Una escuela de pensamiento alternativo argumenta que la mayor concentración de una industria a lo largo del tiempo, puede ser resultado de un crecimiento esencialmente no sistemático y aleatorio. En muchas industrias se observa que la distribución del tamaño de las empresas puede ser aproximada por diversas distribuciones asimétricas, incluyendo la lognormal (Goddard et al., 2002, *op. cit.*). Un modelo estocástico en el que el tamaño logarítmico de cada empresa se somete a una secuencia de choques puramente aleatorios en el tiempo, tiende a generar una distribución asimétrica de este tipo. La hipótesis de que el crecimiento de cada empresa, en cada período es aleatorio (es decir, independiente de las características observables de la empresa como el tamaño o el crecimiento pasado) fue desarrollado por primera vez por Gibrat (1931), y más tarde se conoció como la Ley del Efecto Proporcional (LEP).²

De acuerdo con la LEP, el crecimiento no está relacionado con el tamaño de la empresa, lo que implicaría que las firmas grandes y pequeñas tienen la misma probabilidad de lograr una determinada tasa de crecimiento, en particular en cualquier período. Sin embargo, a lo largo del tiempo algunas empresas tienen “suerte” y

¹ Shepherd (1997) detalla una amplia gama de barreras exógenas y endógenas.

² Más que una ley podría considerarse como una regularidad empírica.

alcanzan tasas de crecimiento superiores al promedio³, mientras que otras son “desafortunadas” y mantienen o disminuyen su tamaño, por lo que se esperaría naturalmente, que aumente la concentración de mercado a lo largo del tiempo. Por tanto, cualquiera que sea la forma de la distribución inicial del tamaño, la distribución en el tiempo tenderá a ser sesgada (sesgo positivo).

Tshoegl (1983) identificó tres proposiciones que pueden ser sujetas a comprobación y que se derivan de la LEP⁴: 1) las tasas de crecimiento son independientes del tamaño de cada entidad; 2) no existe persistencia en el crecimiento de las entidades de un período a otro, es decir, que el crecimiento pasado no influye sobre el crecimiento actual; y 3) la variabilidad de las tasas de crecimiento es independiente del tamaño de las entidades financieras.

A partir de las proposiciones de Tshoegl (1983) *op. cit.*, el trabajo plantea investigar la distribución del tamaño de las entidades que conforman el sistema de intermediación financiera en Bolivia desde de una perspectiva dinámica para el período 1990-2012; para ello se verificará si los datos confirman la LEP a partir de pruebas de raíz unitaria empleando la metodología de datos de panel.

El trabajo consta de 5 secciones incluyendo la introducción. La sección II presenta la revisión de la literatura relacionada al planteamiento de la hipótesis de la LEP y evidencia empírica principalmente referida a su aplicación sobre la industria financiera. La sección III explica los datos empleados y la metodología econométrica en la investigación. La sección IV muestra los resultados. Finalmente, en la sección V se presentan las conclusiones.

³ Estas empresas obtienen un mayor porcentaje o participación de tasas de crecimiento por encima del promedio.

⁴ Estas proposiciones constituyen la versión fuerte de la Ley de Gibrat.

II. Revisión de literatura

La mayor parte de las explicaciones con relación a los crecientes niveles de concentración y la escala de las entidades financieras se centran en diferencias sistemáticas entre entidades⁵.

Una explicación alternativa señala que la concentración del sector puede surgir con el tiempo, naturalmente, como resultado de un crecimiento aleatorio. Bajo esta concepción, los factores sistemáticos no juegan un papel diferenciador, ya que se distribuyen aleatoriamente en la población de entidades financieras⁶. Esta idea está incorporada en la denominada Ley del Efecto Proporcional (LEP) originalmente planteada por Gibrat (1931) *op. cit.*

Erauskin (2011) señala que en la actualidad la LEP se sigue citando y contrastando empíricamente cuando se estudia el crecimiento empresarial. La LEP no está basada en fundamentos teóricos, y asume que el crecimiento es un fenómeno estocástico, aleatorio o independiente del tamaño como resultado de diversos factores (rentabilidad, mercados, aversión al riesgo, estructura del capital, posibilidades de financiación, circunstancias del entorno, etc.) que actúan de forma multiplicativa sobre el tamaño inicial de la empresa, en unos casos favoreciendo la expansión, mientras que en otros induciendo la reducción del tamaño. De esta forma, una empresa pequeña tiene la misma probabilidad de crecer en el mismo porcentaje que una empresa grande. Si en una determinada industria se comprueba la validez de la LEP, la distribución de tamaño de dicha industria tenderá a ser sesgada, incrementándose la concentración en el tiempo. De acuerdo a Santana et al. (2006) la aceptación de la LEP tiene las siguientes implicaciones: 1) no existiría una dimensión óptima de empresa, 2) la tasa de crecimiento de un período no tiene influencia en las tasas de crecimiento de los períodos siguientes, y 3) tendencia hacia la concentración, dado que la dispersión del tamaño de las empresas tendería a incrementarse con el tiempo.

⁵ Estas diferencias se traducen en ventajas de algunas entidades con relación a otras. Estas ventajas pueden incluir economías de escala y alcance, las mejoras de eficiencia logradas a través del tamaño o la adopción de estrategias de disuasión de la entrada al mercado.

⁶ Santana et al. (2006) señalan que la LEP describe el crecimiento como el resultado de diversas fuerzas o factores, como la importancia de la variable beneficios dentro de los objetivos de la empresa, la política de dividendos, las condiciones de financiación, la política de inversiones, etc., que actúan de forma proporcional en el tamaño de la empresa.

Tschogel (1983) *op. cit.* investiga la relación entre el tamaño⁷ y la tasa de crecimiento de los bancos internacionales más grandes. En su estudio, identifica tres proposiciones que se derivan de la LEP: (P1) la tasa de crecimiento de cada banco en un determinado período es independiente de su tamaño, (P2) la variabilidad de las tasas de crecimiento es independiente del tamaño del banco, y (P3) las tasas de crecimiento en dos períodos consecutivos son independientes entre sí. Como señala el autor, la verificación conjunta de las tres proposiciones permite la validación de la “forma fuerte” de la LEP y constituyen las hipótesis de que los bancos de la muestra obtienen sus tasas de crecimiento de la misma distribución y que las mismas siguen un proceso de caminata aleatoria.

Existe amplia evidencia empírica que analiza la validez de la LEP en distintas industrias, principalmente en la industria manufacturera en Estados Unidos y Europa⁸. Los resultados son mixtos. Los primeros estudios no hallaron una relación entre tamaño y crecimiento o la misma era positiva, mientras que estudios recientes muestran que las empresas más pequeñas crecen más rápido y tienen un crecimiento más variable que las empresas de mayor tamaño. En los últimos años, los modelos empleados son más sofisticados⁹, por ejemplo algunos investigadores desarrollaron modelos de aprendizaje evolutivos, en los cuales las empresas más jóvenes y con menor experiencia enfrentan un crecimiento menos estable que las empresas más antiguas.

La literatura que analiza la LEP en la industria bancaria no es tan extensa. Alhadeff y Alhadeff (1964) comparan el crecimiento de los 200 bancos comerciales más grandes de Estados Unidos durante el período 1930-1960. Los autores encuentran que los bancos más pequeños tienden a crecer más rápido que sus contrapartes más grandes. Sin embargo, también muestran que los principales bancos que sobrevivieron durante todo el período de la muestra crecieron más rápido que el sistema en su conjunto y lo

⁷ El tamaño de un banco es aproximado por su nivel de activos.

⁸ Klomp et al. (2006) y Lotti et al. (2003) presentan una revisión completa de la literatura empírica relacionada con la Ley de Gibrat.

⁹ Sutton (1997), a partir del trabajo clásico de Gibrat (1931), clasifica el desarrollo de la literatura sobre el tema en dos etapas: 1) literatura temprana, en la cual se analizan las características de la distribución por tamaños de las empresas y se verifican las características del crecimiento que producen esas distribuciones. Otra característica común de estos trabajos es su enfoque eminentemente estocástico: el crecimiento de las empresas depende exclusivamente de su tamaño en el período anterior. 2) Nueva literatura, cuya principal característica es la presencia de trabajos destinados a corregir los problemas econométricos de la literatura anterior.

atribuyeron a las fusiones entre los bancos más grandes. Rhoades y Yeats (1974) y Yeats et al. (1975) analizan la relación entre tamaño y crecimiento de bancos de diferentes tamaños en Estados Unidos, durante los períodos 1960-1971 y 1960-1963, respectivamente. Los autores encuentran que los bancos más grandes tienden a crecer más lentamente que los bancos pequeños. Tschoegl (1983) investiga la validez de la LEP en la década de 1970 para una muestra de los 100 bancos internacionales más grandes en cada año. Su análisis de las tres proposiciones descritas anteriormente, sugiere que el tamaño y el crecimiento no están relacionados, que la variabilidad de las tasas de crecimiento disminuye con el tamaño y que existe una relación positiva pero no significativa entre las tasas de crecimiento entre períodos subsiguientes.

Wilson y Williams (2000) investigan la relación entre el tamaño y el crecimiento de una muestra de bancos europeos de Francia, Alemania, Italia y el Reino Unido durante el período 1990-1996. Los autores no hallaron una relación entre el tamaño y crecimiento en los bancos de Francia, Alemania y el Reino Unido. Sin embargo, la LEP se rechazó en Italia ya que los bancos pequeños crecen más rápido que los bancos grandes; asimismo, se halló evidencia que los bancos más pequeños experimentan una mayor variabilidad en sus tasas de crecimiento que los bancos más grandes, lo cual sugiere que los bancos grandes se beneficiarían de las ventajas de la diversificación, haciéndolos menos susceptibles a fluctuaciones de crecimiento altamente anormales. Janicki y Prescott (2006) investigan la validez de la LEP y estudian la dinámica de la distribución del tamaño de la banca con una muestra de bancos comerciales de Estados Unidos, con datos desde 1960 hasta 2005. Sus hallazgos apoyan, en líneas generales, la validez de la LEP para toda la muestra. Sin embargo, cuando la muestra se divide en sub períodos, encuentran evidencia a favor de la LEP para las décadas de los 60 y 70 (períodos previos al proceso de desregulación y liberalización), pero no para la década de 1990 y los períodos de 2000 a 2005, en que los bancos más grandes parecen crecer más rápido que los bancos pequeños.

Como señala Benito (2008), los estudios previamente mencionados estiman regresiones de sección transversal utilizando el crecimiento de las entidades financieras como variable dependiente y el tamaño inicial y (en algunos casos) la persistencia de las tasas de crecimiento como variables explicativas. Sin embargo, este

procedimiento no explota toda la información disponible siempre que se disponga de datos en un formato de serie de tiempo. Goddard et al. (2000) también muestran que las estimaciones de parámetros transversales están sesgadas hacia la aceptación de la LEP y que la prueba pierde poder si existen efectos individuales heterogéneos.

Estudios recientes desarrollan la verificación de la LEP empleando estimaciones de datos de panel para investigar la relación tamaño-crecimiento. Goddard et al. (2002) investigan el crecimiento de las cooperativas de crédito de Estados Unidos durante la década de los 90 empleando técnicas de sección transversal y técnicas de datos de panel. Los autores encuentran que las cooperativas de crédito pequeñas crecen más lentamente y tienden a tener un crecimiento más variable que sus contrapartes más grandes. También encuentran persistencia negativa en las tasas de crecimiento. Esto podría reflejar el hecho de que un crecimiento prolongado por encima del promedio no es factible en un sistema financiero altamente competitivo. Los autores también realizan análisis multivariante y muestran que algunas variables estructurales y operacionales también pueden ayudar a explicar el crecimiento futuro.

Benito (2008) analiza la distribución del tamaño de toda la población de bancos comerciales de España para el período 1970-2006, a partir de prueba de raíz unitaria para datos de panel. El autor halla evidencia de que la relación tamaño-crecimiento no es estable en el tiempo y que cambia dependiendo del entorno competitivo de los bancos. En períodos de alta regulación, los bancos pequeños habrían crecido más que los bancos grandes; sin embargo, en los últimos años caracterizados por una mayor liberalización de la actividad e intermediación, los bancos grandes crecieron al mismo ritmo o más rápido que las entidades pequeñas.

III. Metodología econométrica

Las tres proposiciones señaladas por Tschoegl (1983) constituyen la hipótesis de que las tasas de crecimiento de las entidades financieras provienen de la misma distribución y que las mismas siguen un paseo aleatorio. Como señala el mismo autor, a pesar de que la Ley de Gibrat es una proposición extrema, puede que no se encuentre alejada de la realidad, y por tanto, es posible modelar el crecimiento o la disminución observada de las empresas como resultado de un gran número de

factores que actúan independientemente unos de otros. En la medida en que el entorno en el que operan las empresas es turbulento, las interconexiones causales se hacen difíciles de aislar. En estos casos, cuando el crecimiento parece regirse principalmente por factores asociados al entorno, los modelos estocásticos son apropiados.

En este contexto es posible plantear el siguiente modelo:¹⁰

$$S_{i,t} = S_{i,t-1}^{\beta} \exp(\mu_{i,t}) \quad (1)$$

donde $S_{i,t}$ es el tamaño de la entidad financiera i en el período t , medido por su nivel de activos, β es el parámetro que recoge el efecto del tamaño¹¹ y $\mu_{i,t}$ es el crecimiento de la entidad i que se extrae de la distribución común de tasas de crecimiento y se asume sigue una distribución normal: $\mu_{i,t} \sim N(\alpha_i + \delta_t, \sigma^2)$, y por tanto, $\mu_{i,t} = \alpha_i + \delta_t + u_{i,t}$.¹²

Tschoegl (1983) plantea que es posible reformular las tres proposiciones que definen la Ley de Gibrat de la siguiente manera (que constituyen la hipótesis nula):

$$P(1): \beta = 1$$

$$P(2): E(u_{i,t}) = \sigma_t^2$$

$$P(3): cov[u_{i,t}, u_{i,t-1}] = 0$$

Si se comprueba $P(1)$, la distribución del tamaño tenderá a ser altamente sesgada y la concentración se incrementará en el tiempo. En este caso se acepta la LEP en su forma débil, y por tanto, no se requieren de supuestos sobre las ventajas de monopolio, las economías de escala o la eficacia administrativa para explicar mayores niveles de concentración en los mercados financieros. Si $\beta < 1$ implica que las entidades pequeñas tienden a crecer, en promedio, más rápido que las entidades grandes, resultado que se puede racionalizar por la existencia de des-economías a escala. A lo

¹⁰ Este modelo básico es empleado por Tschoegl (1983) y Benito (2008).

¹¹ De acuerdo a Tschoegl (1983), Walter N. Torous sugiere pensar en el parámetro β como la memoria del proceso: si $\beta > 1$ la historia pasada ejercería una mayor influencia y si $\beta < 1$ la historia reciente sería la más influyente.

¹² Ver Tschoegl (1983) y Benito (2008).

largo del tiempo, las entidades tenderán a converger hacia algún valor que podría ser específico si existe heterogeneidad en α_i . De forma análoga, si $\beta > 1$ implicaría que los bancos grandes crecen en promedio más rápido que las entidades pequeñas, posiblemente debido a ventajas en eficiencia, producto de la existencia de economías de escala y ámbito, o la orientación hacia el crecimiento de las entidades de mayor tamaño. En este caso la concentración crecerá aún más que en el caso de que $\beta = 1$.

En el caso de $P(2)$, se intenta probar si la variabilidad de las tasas de crecimiento es independiente del tamaño de las entidades financieras. Una baja variabilidad en las tasas de crecimiento podría ser explicada por una mayor diversificación de portafolio o por las ventajas asociadas a la escala de una entidad financiera que permiten reducir la incertidumbre. Por otra parte, tasas de crecimiento heteroscedásticas implicarían que dichas ventajas son contingentes al tamaño de la entidad.

Finalmente, $P(3)$ señala que no existe persistencia en el crecimiento de las entidades financieras en dos períodos consecutivos. Cuando no se cumpla $P(3)$, una correlación serial positiva indicaría que las ventajas adquiridas en un período se trasladan al siguiente como resultado, por ejemplo, del progreso tecnológico y alta calidad administrativa. Por el contrario, una correlación serial negativa del crecimiento implicaría la existencia de algún proceso que revierte el efecto de la persistencia.

Si se toman logaritmos y se reordena la ecuación (1), la hipótesis nula de la Ley de Gibrat puede plantearse como:

$$\ln S_{i,t} - \ln S_{i,t-1} = \alpha_i + \delta_t + u_{i,t} \quad (2)$$

Las pruebas univariadas de la Ley de Efectos Proporcionales (LEP) se basan en un modelo en el cual el tamaño de las entidades financieras (medido por el valor del activo) y su crecimiento son las únicas variables relevantes.¹³ En dichas pruebas se asume que el proceso generador de datos viene dado por el siguiente modelo autorregresivo para $s_{i,t}$:

¹³ Goddard et al. (2002), Benito (2008) y Shehzad et al. (2009) incorporan el tamaño del banco en la ecuación (2), lo que permite obtener el modelo estocástico de crecimiento para las observaciones de tamaño y crecimiento representado en la ecuación (3).

$$s_{i,t} - s_{i,t-1} = \alpha_i + \delta_t + (\beta - 1)s_{i,t-1} + u_{i,t}; \quad u_{i,t} = \rho u_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

donde $s_{i,t}$ es el logaritmo natural del activo de la entidad financiera i en el período t . Los valores de los parámetros de la ecuación (3) determinan el comportamiento del logaritmo del tamaño de las entidades financieras en el tiempo. La especificación del modelo permite la existencia de efectos individuales y temporales dados por los parámetros α_i y δ_t respectivamente. El Parámetro β describe la relación entre el tamaño y el crecimiento de las entidades financieras. Por otra parte, ρ captura, en caso de existir, la correlación serial en $u_{i,t}$, la cual representa el término de error de la ecuación de crecimiento.¹⁴ Finalmente, $\varepsilon_{i,t}$ es la perturbación aleatoria que se asume sigue una distribución normal y se halla independiente e idénticamente distribuida con $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$ y $V(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_\varepsilon^2 > 0$.

De acuerdo a Tschoegl (1983), la LEP se comprueba, en su forma fuerte, cuando se comprueban las tres proposiciones señaladas. Por otra parte, de acuerdo a Benito (2008), cuando $\beta = 1$ y existe persistencia distinta de cero del crecimiento ($\rho \neq 0$) o heteroscedasticidad en las tasas de crecimiento ($\sigma_u^2 = \sigma_{u(i,t)}^2$), se asume que el modelo de crecimiento se basa en una forma débil de la LEP.

Benito (2008) señala que los trabajos empíricos que emplean datos de sección cruzada para comprobar la LEP parten de la ecuación (3). Sin embargo, este procedimiento requiere el supuesto de que los efectos individuales sean homogéneos ($\alpha_i = \alpha$), de lo contrario el número de parámetros ($N+2$) excedería el número de observaciones de sección cruzada (N). De acuerdo a Benito (2008) no existe suficiente soporte teórico para esperar homogeneidad y existirían razones para esperar heterogeneidad *a priori*. De acuerdo al autor, bancos distintos pueden diferir en la importancia que le otorgan al tamaño en sus funciones objetivo. Si la curva de costo medio es plana o tiene forma de U invertida, entidades financieras con funciones objetivo distintas pueden operar con diferentes escalas, pero con niveles similares de costos medios, y por tanto, los tamaños de las entidades financieras podrían revertirse hacia distintos niveles de equilibrio.

¹⁴ De acuerdo a Chesher (1979), si no se incluye un rezago del crecimiento en la ecuación (3), la estimación del parámetro β es inconsistente. Por tanto, la ecuación (3) considera la existencia de correlación serial de primer orden.

Breitung y Meyer (1994) y Goodard et al. (2000) muestran que cuando $\sigma_{\alpha}^2 > 0$ (efectos individuales heterogéneos) y se estima la ecuación (3) asumiendo homogeneidad de los efectos individuales, el estimador de β resulta sesgado al alza e inconsistente. En este caso, la prueba de la LEP empleando el estadístico t sobre el parámetro $\beta - 1$ tiene bajo poder y resulta sesgado hacia la aceptación de la LEP¹⁵. La estimación de sección cruzada de la relación entre el tamaño y el crecimiento excluye la posibilidad de que los tamaños de las entidades financieras se reviertan hacia distintos valores de equilibrio de largo plazo. Los avances en la estimación de datos de panel permiten estimar y testear la LEP sin imponer tales condiciones. En el caso de la estimación de datos de panel, la ecuación (3) puede reescribirse de la siguiente manera:

$$s_{i,t} - s_{i,t-1} = \alpha_i(1 - \rho) + \delta_t + (\beta - 1)s_{i,t-1} + \rho(s_{i,t-1} - s_{i,t-2}) + \eta_{i,t} \quad (4)$$

donde $\eta_{i,t} = \varepsilon_{i,t} + \rho(1 - \beta)s_{i,t-2}$

A partir de esta especificación, Benito (2008) indica que es posible probar las tres proposiciones sugeridas por Tschoegl (1983). El análisis de la relación entre tamaño y crecimiento (*P1*) consiste en probar la siguiente hipótesis nula $H_0: \beta - 1 = 0$, frente a la hipótesis alternativa $H_0: \beta - 1 \neq 0$, para lo cual el autor utiliza la prueba de raíz unitaria desarrollada por Breitung y Meyer (1994) y una prueba de mínimos cuadrados ordinarios.¹⁶

El autor, siguiendo a Goddard et al. (2002), analiza la existencia de tasas de crecimiento homoscedásticas (*P2*) aplicando una prueba estándar de heteroscedasticidad a los residuos de cada ecuación estimada¹⁷. El mismo autor señala que la hipótesis (*P3*), que prueba la ausencia de persistencia de las tasas de

¹⁵ Intuitivamente si el logaritmo del tamaño se revierte hacia la media, pero las medidas individuales de los bancos son muy dispersas, el tamaño de la distribución en $t-1$ ofrece muy poca información con relación a qué entidades están por encima o por debajo de su media en $t-1$, y por tanto, también es poca la información sobre las entidades que se espera experimenten un crecimiento por encima o debajo del promedio entre $t-1$ y t . Por tanto, el estimador de sección cruzada será cercano a la unidad. Sin embargo, en este caso sería incorrecto interpretar este resultado a favor de la aceptación de la LEP porque los logaritmos individuales del tamaño de las entidades son estacionarios y se revierten a la media y no existe una tendencia para el crecimiento de la industria a lo largo del tiempo.

¹⁶ De acuerdo a Benito (2008), Bond et al. (2003), a partir de simulaciones de Monte Carlo, mostraron que estas dos pruebas son las de mayor poder para probar raíces unitarias en micro paneles.

¹⁷ Para ello el autor emplea una prueba *LM* basada en una regresión auxiliar de los residuos al cuadrado sobre el rezago al cuadrado de la medida de tamaño (activos), la cual produce un estadístico con distribución χ_1^2 que permite probar heteroscedasticidad bajo la hipótesis nula de homoscedasticidad.

crecimiento, podría realizarse a partir de la siguiente hipótesis nula $H_0: \rho = 0$, frente a la hipótesis alternativa $H_1: \rho \neq 0$.

Una propiedad importante de la ecuación (4) es que la forma de $\eta_{i,t}$ no presenta problemas para probar las hipótesis nula $H_0: \beta - 1 = 0$ debido a que $\eta_{i,t} = \varepsilon_{i,t}$ bajo dicha hipótesis. La estimación de la ecuación podría realizarse con el estimador de efectos fijos, pero el estimador resultante de β sería sesgado hacia abajo y la distribución muestral de su estadístico t no sería estándar. El estimador de efectos fijos también generaría un conjunto completo de estimaciones de los efectos individuales α_i , que no serían necesarios si el objetivo principal es investigar la relación entre tamaño y crecimiento. Del mismo modo, Benito (2008) *op. cit.* señala que si se asume homogeneidad ($\alpha = \alpha_i$) la ecuación 4 podría ser estimada con el método de efectos fijos. Si este supuesto es correcto, el estimador resultante de β es insesgado y la prueba de la LEP se basaría en el estadístico t correspondiente a $\beta - 1$ y resultará asintóticamente normal; sin embargo, si los efectos individuales son heterogéneos, el estimador resultante es nuevamente sesgado e inconsistente.

Breitung y Meyer (1994) sugieren una metodología alternativa, la cual consiste en deducir o restar del lado derecho de la ecuación (4) la primera observación ($s_{i,0}$) de cada entidad financiera e incorporar el efecto individual en el término de error. A partir de estos cambios, el modelo a estimar es el siguiente:

$$s_{i,t} - s_{i,t-1} = \delta_t + (\beta - 1)(s_{i,t-1} - s_{i,0}) + \rho(s_{i,t-1} - s_{i,t-2}) + \xi_{i,t} \quad (5)$$

donde $\xi_{i,t} = \eta_{i,t} + \alpha_i(1 - \rho) + (\beta - 1)s_{i,0}$

El estimador de panel de Breitung-Mayer, denotado como $\hat{\beta}$, es insesgado bajo la hipótesis nula $H_0: \beta - 1 = 0$, mientras que el estadístico t de $\hat{\beta} - 1$ es asintóticamente normal. Si $\beta < 1$, $\hat{\beta}$ está sesgado hacia arriba debido a la presencia de $(\beta - 1)s_{i,0}$ en $\xi_{i,t}$. Breitung y Meyer (1994) *op. cit.* muestran que el sesgo viene dado por $\beta + (1 - \beta)/2$; sin embargo, a diferencia del estimador de sección cruzada, las propiedades de $\hat{\beta}$ bajo la hipótesis H_0 no están afectadas por la heterogeneidad en α_i .

IV. Resultados empíricos

Para analizar la evolución de la distribución del tamaño entre entidades financieras, se llevó a cabo la investigación empírica para diferentes períodos. Se realizó la estimación para el conjunto de entidades que conforman el sistema financiero boliviano¹⁸, tanto para el período completo de la muestra 1990-2012 como para los sub-períodos 1990-1999 y 2000-2012.¹⁹

El Cuadro 1 reporta las estimaciones de β , que cuantifican la posible relación entre tamaño y crecimiento, y ρ que mide la dirección y la persistencia del crecimiento para el conjunto del sistema financiero. Asimismo, presenta las estimaciones del coeficiente de la medida de tamaño, rezagada al cuadrado en la regresión auxiliar, que se deriva de la ecuación 5, junto con el estadístico de la prueba LM para verificar la presencia de heteroscedasticidad.²⁰

Cuadro 1: RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN²¹

	1990-2013	1990-1999	2000-2012
β	0,0025 *** (7,17)	0,0038 *** (4,08)	0,0022 *** (6,97)
ρ	0,1312 *** (15,17)	0,1638 *** (11,51)	0,0732 *** (6,58)
Heterosc.	-0,00004 *** 370,74	-0,00013 *** 133,43	0,00000 *** 161,57
B&P	701	79	154

Fuente: Elaboración propia

A nivel sistema financiero y para el período completo 1990-2012 (Columna 1 del Cuadro 1), la estimación de β ofrece una prueba para la Proposición 1 (P1), es decir, si las tasas de crecimiento y el tamaño son independientes. Como se puede apreciar, el

¹⁸ El sistema financiero boliviano está compuesto por cuatro tipos de entidades: bancos, fondos financieros privados, cooperativas y mutuales. En el Apéndice se presenta información estadística por subsistemas.

¹⁹ En el caso de los fondos financieros privados (FFP) que se convirtieron en bancos, se los consideró como FFP hasta antes de su conversión y como bancos a partir de dicha fecha.

²⁰ En todas las estimaciones realizadas, se verificó la presencia de heteroscedasticidad, por lo que se realizaron estimaciones adicionales con los errores estándar ajustados sugeridos por White (1980). Los resultados de los *t*-estadísticos reportados para β y ρ no varían significativamente a los presentados y pueden ser solicitados al correo del autor.

²¹ También se realizaron estimaciones para el período completo y los sub-períodos, diferenciando a las entidades de intermediación financiera, entre entidades bancarias y no bancarias. Los resultados no difieren de los correspondientes al sistema financiero y pueden ser solicitados al correo del autor.

coeficiente β para el período muestral completo es estadísticamente significativo, lo que aporta evidencia para rechazar $P1$. De acuerdo a los resultados de la estimación, existe un patrón claro que señala que las entidades más grandes crecen más rápido que las de menor tamaño. Este resultado se mantiene en cada uno de los sub-períodos analizados. Por subsistemas, los resultados son similares durante el período muestral completo y también en cada subperíodo.

De acuerdo a Díaz (2008), en los últimos años los bancos de mayor tamaño (mayor cantidad de activos) registraron una mejora en sus niveles de eficiencia en costos, probablemente por una mejor gestión de las entidades, lo que habría favorecido la generación de economías de escala. Por otra parte, la orientación multi-producto de las entidades bancarias también les habría permitido beneficiarse de economías de ámbito²². Estos factores permitirían un mayor crecimiento de las entidades más grandes.

La hipótesis nula de crecimiento homoscedástico ($P2$) se rechaza al nivel de confianza del 5%, tanto a nivel de sistema como por subsistemas en el período muestral completo y también en cada sub-período. Por otra parte, en todos los casos, el coeficiente estimado de la variable que recoge el tamaño de las entidades financieras (activos) rezagada y elevada al cuadrado, es negativo en la regresión auxiliar, lo cual sugiere una relación inversa entre el tamaño y la variabilidad del crecimiento.

Como señalan Goddard et al. (2002) y Benito (2008), este resultado puede ser racionalizado si se considera que las entidades financieras de mayor tamaño pueden beneficiarse de las ventajas de la diversificación que las hace menos vulnerables a fluctuaciones importantes en sus niveles de crecimiento²³. Asimismo, Javanovic (1982) señala que las empresas más grandes tienen mayor probabilidad de ser más antiguas que las empresas nuevas y que pueden beneficiarse de las economías de escala del aprendizaje lo que les permite evitar errores costosos.

²² Díaz (2009) y Salas (1999) analizan la existencia de economías de escala y ámbito en el sistema bancario boliviano.

²³ Dunne y Hughes (1994) señalan que las empresas más grandes tienen mayores facilidades de diversificación, distribuyendo el riesgo en un rango más amplio de actividades productivas que les permite ser menos sensibles a las fluctuaciones en el crecimiento.

Finalmente, el coeficiente de ρ ofrece una prueba para la proposición 2, es decir, que las tasas de crecimiento en dos períodos consecutivos son independientes entre sí. De acuerdo a las estimaciones para el sistema financiero en su conjunto, en promedio aquellas entidades financieras que alcanzan un crecimiento superior a la media en un determinado período tienden a crecer más rápido en el siguiente período. Nuevamente este resultado se mantiene al analizar el sistema financiero por sub-períodos. Benito (2008) señala que este resultado generalmente es el esperado, debido a que las ventajas adquiridas en un período serían traspasadas a lo largo del tiempo. Como lo menciona Tschoegl (1983) las mejoras tecnológicas y la calidad administrativa son la principal fuente de persistencia del crecimiento de las entidades financieras, por encima del promedio a lo largo del tiempo.

Por otra parte, pese a los mayores niveles de competencia que se habrían registrado en el sistema bancario en los últimos años²⁴, la evidencia de persistencia positiva reflejaría el hecho de que el sistema financiero aún no es muy competitivo, por lo que aún es posible observar tasas de crecimiento por encima del promedio durante períodos prolongados de tiempo.

V. Conclusiones

A partir de metodología de datos de panel, se analizó el patrón que sigue el crecimiento de las entidades financieras en Bolivia para el período 1990-2012, utilizando como media de tamaño el activo. Para ello, se empleó un análisis univariado para comprobar las tres hipótesis propuestas por Tschoegl (1983) que se derivan de la LEP.

De acuerdo a los resultados obtenidos no se evidenció el cumplimiento de la LEP en el período completo ni en los 2 sub-períodos en los que se dividió la muestra. Se halló evidencia que las entidades más grandes, principalmente entidades bancarias, crecen más rápido que las entidades de menor tamaño, un fenómeno consistente con la mayor eficiencia de este tipo de entidades y la existencia de economías de escala.

²⁴ Díaz 2008a.

La evidencia hallada también sugiere una leve correlación positiva que, como señala Tschoegl (1983), es el resultado esperado. Una fuente importante de la persistencia de un crecimiento superior a la media, en general, es la innovación, sobre todo de tipo tecnológico que se presta a la apropiación, así como la calidad de gestión. En el sistema financiero boliviano la adopción de nuevas tecnologías es liderada por las entidades bancarias de mayor tamaño, las mismas que en los últimos años registraron una mejora en sus niveles de eficiencia.

Finalmente, se halló evidencia de que el crecimiento es más variable en las entidades más pequeñas, lo cual podría reflejar los beneficios de la diversificación y de las economías de escala del aprendizaje, que son más fáciles de lograr para las entidades grandes.

Una ampliación natural del presente trabajo es realizar un análisis multivariado con el propósito de controlar una variedad de diferencias entre entidades, por ejemplo indicadores de rentabilidad o eficiencia. También podría analizarse la LEP con otras técnicas econométricas, por ejemplo el método de momentos generalizado en dos etapas propuesto por Blundel y Bond (1998).

Referencias bibliográficas

ALHADEFF, D. and C. ALHADEFF (1964). "Growth of Large Banks, 1930-1960", *The Review of Economics and Statistics*, 46 (4), pp. 356-363

ARELLANO, M., BOND, S., BECKER, G. S., BIAGI, B., DETOTTO, C., BIMONTE, S., (2003). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies*, 31, 27-36.

BENITO, E. (2008). "Size, growth and bank dynamics", Banco de España, Documento de trabajo N.º 0801

BERGER, A., W. L. HUNTER, S. G. TIMME (1993). "The efficiency of financial institutions: A review and preview of research past, present and future", *Journal of Banking & Finance*, 17 (2-3), pp. 221-249

BERGER, A.N. and D. B. HUMPHREY (1997). "Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research", *European Journal of Operations Research*, 98 (2), pp. 175-212

BERGER, A., R. DEMSETZ, P. STRAHAN (1999). "The consolidation of the financial services industry: causes, consequences, and implications for the future", *Journal of Banking & Finance*, 23 (2-4), pp. 135 – 194

BLUNDELL, R. and S. BOND (1998). "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of econometrics*, 87 (1), pp. 115-143

BREITUNG, J. and W. MEYER (1994). "Testing for unit roots in panel data: are wages on different bargaining levels cointegrated?", *Applied Economics*, 26 (4), pp. 353-361

CHESHER, A. (1979). "Testing the Law of Proportionate Effect", *The Journal of Industrial Economics*, 27 (4), pp. 403-411

DÍAZ, M. (2009). "Economías de escala y de ámbito en el sistema bancario boliviano en el periodo 1996-2004", Tesis para optar al grado de Magíster en Finanzas, Universidad de Chile

DÍAZ, O. (2008). "¿Cuán eficiente es la banca boliviana? Una aproximación mediante fronteras estocásticas", Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 11, pp. 45-76

DÍAZ, O. (2008a). "Estructura de mercado del sistema bancario boliviano", Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 11, pp. 7-44

- DUNNE, P. and A. HUGHES (1994). "Age, size, growth and survival: UK companies in the 1980s", *The Journal of Industrial Economics*, pp. 115-140
- ERAUSKIN, I. (2011). "Accounting for growth in Spain, the Basque Country (and its three Historic Territories), Navarre, and Madrid since 1965", *Ekonomiaz Revista Vasca de Economía*, 78, pp. 270-307
- GIBRAT, R. (1931). *Les inégalités économiques*, Librairie du Recueil Sirey, Paris, France
- GODDARD, J., J. WILSON, P. BLANDON (2000). "Panel tests of Gibrat's Law for Japanese manufacturing", *International Journal of Industrial Organization*, 20 (3), pp. 415-433
- GODDARD, J. A., D. G. MCKILLOP, J. O. S. WILSON (2002). "The growth of US credit unions", *Journal of Banking & Finance*, 26 (12), pp. 2327-2356
- JANICKI, H. P. and E. S. PRESCOTT (2006). "Changes in the Size Distribution of U.S. Banks: 1960-2005", Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Quarterly*, 92 (4), pp. 291-316
- JOVANOVIC, B. (1982). "Selection and the Evolution of Industry", *Econometrica*, 50 (3), pp. 649-670
- KLOMP, L., E. SANTARELLI, R. THURIK, "Gibrat's Law: an overview of the empirical literature", in SANTARELLI, E. (Ed.) (2006), *Entrepreneurship, growth and innovation. The dynamics of firms and industries*, Springer, New York, United States, pp. 41-74
- LOTTI, F., E. SANTARELLI, M. VIVARELLI (2003). "Does Gibrat's Law hold among young, small firms?", *Journal of Evolutionary Economics*, 13 (3), pp. 213-235
- NEVEN, D., R. NUTTALL, P. SEABRIGHT (1993). *Merger in daylight: the economics and politics of European merger control*, Centre for Economic Policy Research, London, United Kingdom
- NEVEN, D., P. PAPANDROPOULOS, P. SEABRIGHT (1998). *Trawling for Minnows. European Competition Policy and Agreements Between Firms*, Centre for Economic Policy Research, United Kingdom
- NINA, O. (2001). "Costo ineficiencia del sistema bancario boliviano", Instituto de Investigaciones Socio Económicas, Documento de trabajo No. 06/00, mayo

RHOADES, S.A. and A.J. YEATS (1974). "Growth, Consolidation and Mergers in Banking", *The Journal of Finance*, 29 (5), pp. 1397-1405

ROSE, P.S. (1987). *The Changing Structure of American Banking*, Columbia University Press, New York, United States

SALAS, S. (1999). *Análisis de eficiencia del sistema bancario: economías de escala y economías de ámbito*, Tesis de Licenciatura, Universidad Católica Boliviana

SANTANA F., J. DORTA, M. MARTEL (2006). "Concepto, perspectivas y medida del crecimiento empresarial", *Cuadernos de Administración*, 19 (31), pp. 165-195

SHEHZAD, C. T., J. DE HAAN, B. SCHOLTENS (2009). "Growth and Earnings Persistence in Banking Firms: A Dynamic Panel Investigation", CESifo Working Paper No. 2772, August

SHEPHERD, W.G. (1997). *The Economics of Industrial Organization: Analysis, Markets, Policies*, Fourth edition, Prentice-Hall International, New Jersey, United States

SUTTON, J. (1997). "Gibrat's Legacy", *Journal of Economic Literature*, 35 (1), pp. 40-59

TSCHOEGL, A.E. (1983). "Size, Growth and Transnationality Among the World's Largest Banks", *The Journal of Business*, 56 (2), pp. 187-201

WHITE, H. (1980). "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48 (4), pp. 817-838

WILSON, J.O.S. and J. M. WILLIAMS (2000). "The size and growth of banks: evidence from four European countries", *Applied Economics*, 32 (9), pp. 1101-1109

YEATS, A. J., E. D. IRONS, S. A. RHOADES (1975) "An Analysis of New Bank Growth", *The Journal of Business*, 48 (2), p. 199-203

APÉNDICE

Cuadro A.1: ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE LOS ACTIVOS DE LAS ENTIDADES FINANCIERAS

(En millones de bolivianos)

	1990 - 1999		2000 - 2012		1990 - 2012	
	Media	D.E.	Media	D.E.	Media	D.E.
Activos						
Bancos	202	231	443	437	328	374
FFP	30	31	92	140	79	128
Cooperativas	13	14	17	22	16	21
Mutuales	23	38	52	76	38	62
TOTAL	99	178	146	298	129	262

Fuente: Elaboración propia con datos de la Autoridad de Supervisión del Sistema Financiero (ASFI)

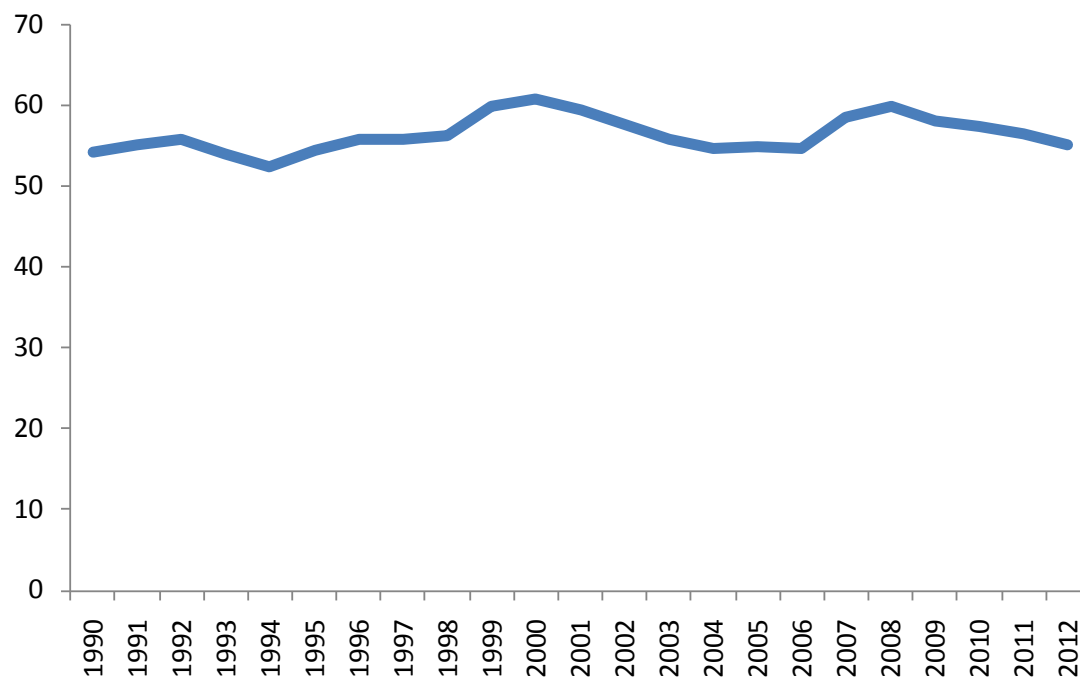
Cuadro A.2: ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DEL CRECIMIENTO DE LOS ACTIVOS DE LAS ENTIDADES FINANCIERAS

(En millones de bolivianos)

	1990 - 1999		2000 - 2012		1990 - 2012	
	Media	D.E.	Media	D.E.	Media	D.E.
Activos						
Bancos	21	14	8	14	13	15
FFP	9	42	25	16	22	22
Cooperativa:	13	10	3	8	7	10
Mutuales	18	41	10	8	14	26
TOTAL	20	13	8	13	13	14

Fuente: Elaboración propia con datos de la ASFI

**Gráfico A.1: PARTICIPACIÓN EN LOS ACTIVOS DE LAS 5 ENTIDADES MÁS GRANDES
(En porcentaje)**



Fuente: Elaboración propia con datos de la ASFI