



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Guerrero Mora, Rodolfo; Villalpando Benítez, Mario
Rentabilidad, concentración y eficiencia en el sistema bancario mexicano
El Trimestre Económico, vol. LXXVI (1), núm. 301, enero-marzo, 2009, pp. 237-263
Fondo de Cultura Económica
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340958001>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

RENTABILIDAD, CONCENTRACIÓN Y EFICIENCIA EN EL SISTEMA BANCARIO MEXICANO*

*Rodolfo Guerrero Mora
y Mario Villalpando Benítez***

RESUMEN

En años recientes ha surgido un creciente interés por verificar el paradigma que mejor explica la relación entre la estructura de mercado y las ganancias en el sistema bancario mexicano: poder de mercado o eficiencia. Para poner a prueba estos paradigmas, en este artículo se elaboran indicadores específicos de eficiencia basados en el concepto de frontera eficiente, los cuales se incorporan en la prueba tradicional de estructura de mercado-conducta-desempeño. En contraste con estudios anteriores, en este artículo se encuentran pruebas en favor sólo de la hipótesis de poder de mercado.

ABSTRACT

In recent years, a growing interest has emerged to verify which paradigm better explains the profit-structure relationship in the Mexican banking industry: market

* *Palabras clave:* estructura de mercado, industria bancaria, rentabilidad bancaria, eficiencia bancaria. *Clasificación JEL:* D2, D4, G18, G21, L11. Artículo recibido el 16 de octubre de 2006 y aceptado el 15 de enero de 2008 [traducción del inglés de Roberto R. Reyes Mazzoni].

** Los autores son economistas del Banco de México (Banxico). Las opiniones expresadas en este artículo son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan forzosamente el punto de vista de Banxico. Agradecemos a Ernesto Sepúlveda Villareal su colaboración y perspicaces comentarios, a Norma Angélica González su valiosa ayuda en la investigación y a Susan French por editar pacientemente varias versiones del borrador en inglés. Los autores son los únicos responsables por cualquier error que se haya pasado por alto (correos electrónicos: rgmora@banxico.org.mx y villalpa@banxico.org.mx).

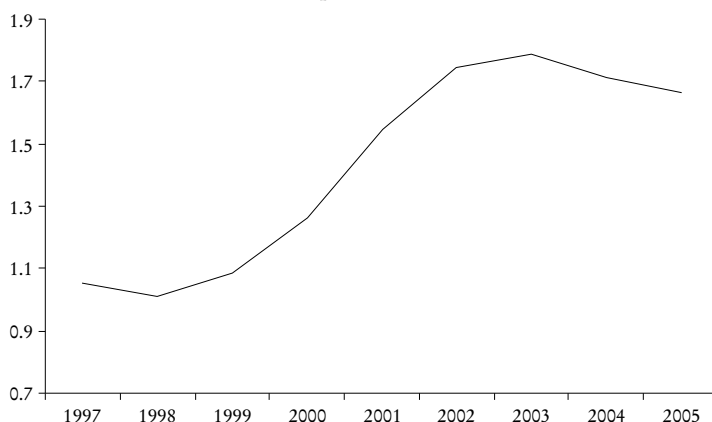
power or efficiency. To test these two paradigms, this work constructs specific indicators of cost efficiency based on the efficiency frontier concept. This is done in order to incorporate these indicators into the traditional profit-structure test. In contrast to previous studies, this study finds empirical evidence in favor of the market power hypothesis only.

INTRODUCCIÓN

Después de una profunda transformación experimentada durante el pasado decenio, la concentración del sistema bancario mexicano ha aumentado (véase gráfica 1).¹ Esta concentración ha creado una genuina preocupación de las autoridades financieras respecto a los posibles efectos que este fenómeno puede tener en la competencia en esta industria. Además, ha surgido un creciente interés por encontrar una explicación para el continuo aumento en la rentabilidad bancaria observada en años recientes (véase la gráfica 2).

Dos paradigmas distintos bien conocidos —la hipótesis tradicional de la estructura de mercado-conducta-desempeño (ECD) y la relación eficiencia-estructura de mercado (EE)— son dos opciones que podrían explicar la situación en el sistema bancario mexicano. Algunas decisiones regulatorias relevantes podrían depender del paradigma que mejor explique la conducta

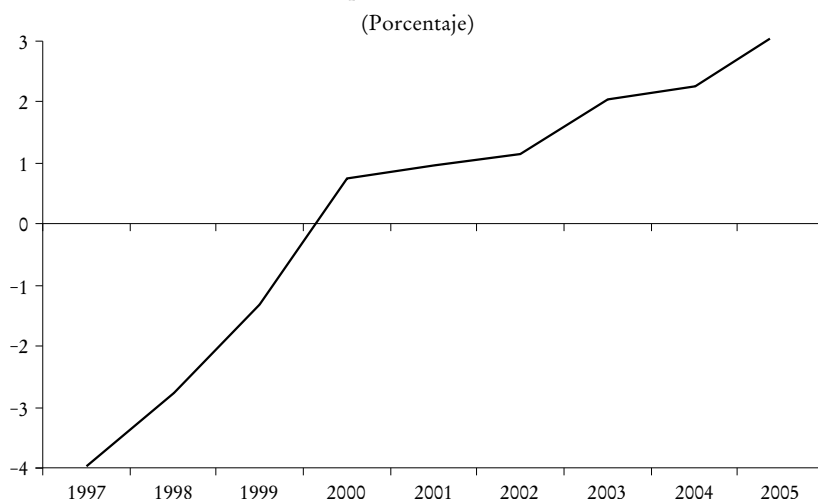
GRÁFICA 1. *Concentración de depósitos en el sistema bancario mexicano*^a



^a Índice Herfindahl-Hirschman de depósitos.

¹ Puede encontrarse una presentación de la evolución del sistema bancario mexicano en Ávalos y Hernández (2005).

GRÁFICA 2. *Sistema bancario mexicano: Ingresos netos (antes de impuestos) respecto a activos*



de los bancos mexicanos. Si la ECD es correcta, entonces la rentabilidad es el resultado del poder de mercado (PM) que ejercen los bancos ya establecidos. De ser así, la aplicación de acciones antimonopólicas puede ser socialmente benéfica. Por otra parte, si la mayor rentabilidad es resultado de mejoras en la eficiencia, entonces las políticas que inhiben las fusiones y obstaculizan la concentración pueden resultar costosas y podrían ser socialmente ineficientes.²

En el caso de México, hay elementos que apoyan a cada uno de estos paradigmas. En favor de la hipótesis de la ECD está el hecho de que los bancos más grandes han mantenido consistentemente su control económico, como puede verse en los principales indicadores de participación de mercado, además que los bancos más grandes se han fusionado con los bancos extranjeros más importantes. También hay que considerar que algunos autores afirman que la concentración del mercado fue la principal causa de los altos márgenes entre la tasa de interés bancaria sobre sus préstamos y el costo de sus fondos observados al final de la primera fase de la privatización (Mansell Carstens, 1993, y Gavito, Sánchez, y Trigueros, 1992).³

² Véase una breve síntesis de estos problemas en Berger (1995), pp. 405-406.

³ A pesar de teorías recientes de la relación entre la concentración y la rentabilidad, el paradigma ECD aún es la teoría "generalmente aceptada" (Ávalos y Hernández, 2005, Degryse y Ongena, 2007). Otro punto importante subrayado en las obras actuales respecto al tema afirma que la concentración del mercado, por medio del efecto del valor de la franquicia, refuerza la rentabilidad de los bancos que ya operan y proporciona una mayor estabilidad al sistema bancario (Keeley, 1990).

No debe omitirse que también hay argumentos convincentes en favor de la EE. Guerrero y Negrin (2006) encontraron que la eficiencia en el sistema bancario mexicano ha mejorado desde 2000; fecha en la que ya se habían completado la mayoría de las fusiones y adquisiciones. Otros estudios han mostrado que una mayor competencia puede beneficiar a la eficiencia (Claessens y Laeven, 2003, y Allen y Gale, 2004). Este ha sido el caso en México: los mercados bancarios se abrieron a más participantes nacionales y las autoridades han permitido la entrada de bancos extranjeros.

En este artículo se intenta verificar empíricamente la hipótesis (PM o EE) que mejor explica la evolución del sistema bancario mexicano después de la crisis de 1995. Para ello seguimos la metodología presentada por Berger (1995). Esta metodología se basa en la inclusión de medidas específicas de eficiencia económica y de escala en un modelo tradicional de ganancia-estructura de mercado, que a menudo se soslayan o se incluyen indirectamente.⁴ La exclusión de estas medidas específicas de eficiencia, o la inclusión de medidas inadecuadas de eficiencia, puede resultar en una relación espuria entre los beneficios y la estructura bancaria.

El uso de la metodología de Berger para verificar los paradigmas del PM y la EE en el sistema bancario mexicano no es incidental. En México los estudios de la relación ganancia-estructura de mercado no sólo son pocos, sino que los existentes no incluyen o no proporcionan una medida adecuada de las variables de eficiencia. Así, la metodología de Berger evita los problemas de estudios que han buscado pruebas de la ECD, a la vez que dejan de lado el punto de vista de la EE, tal como lo explica Gilbert (1984).

En uno de esos estudios, Arteaga (2001) encuentra pruebas en favor del paradigma del PM sólo para el periodo 1995-1999. No obstante, no incluyó en su modelo variables específicas de eficiencia económica. Motivado por este trabajo, Rodríguez (2003) encontró pruebas en favor de ambos paradigmas, el del PM y el de la EE para el sistema bancario mexicano durante el periodo 1995-2000. Para llegar a esta conclusión, Rodríguez basó sus estimaciones en un modelo tradicional de ganancia-estructura de mercado que incluye algunas medidas explícitas de eficiencia con el fin de mejorar la prueba de la hipótesis; sin embargo, esas medidas son proporciones financieras que no reflejan forzosamente la eficiencia económica de las institucio-

⁴ Los modelos tradicionales de la rentabilidad y de la estructura del mercado por lo general estiman regresiones de la rentabilidad de la empresa como una función de la concentración del mercado y de la participación de mercado. Aunque se incluyen algunas variables de control, en general no se miden adecuadamente las variables de eficiencia.

nes bancarias. Más recientemente, Hernández (2005) estudió la relación entre la concentración y las tasas de interés en el sistema bancario mexicano de 1998 a 2000. Como el objetivo de dicho estudio son los precios, calcular la eficiencia específica de los bancos no fue de importancia central. En todo caso, empleando un enfoque tan distinto, Hernández también encontró pruebas para apoyar el paradigma del poder de mercado.

Otros estudios, basados en metodologías diferentes, han llegado a conclusiones contradictorias respecto a los efectos de la competencia en la concentración y la eficiencia. Por ejemplo, Rojas (1997) encontró un pequeño aumento en la competencia por los depositantes entre los bancos después de las primeras etapas de la privatización. Por lo contrario, Gruben y McComb (1999) afirman que la entrada de más participantes, después de la privatización, llevó a que los bancos lucharan por su participación de mercado. Esto a su vez condujo a una “supercompetencia” a corto plazo, en la que el “costo marginal excedió al ingreso marginal”. Esto sucedió porque los bancos esperaban, en el largo plazo, obtener mayores ganancias al aumentar su participación de mercado y niveles de eficiencia, y adquirir mejores tecnologías. No obstante, estos dos estudios comparten un problema común: ambos usaron datos que corresponden a una etapa en la cual el sistema bancario estaba empezando un proceso de consolidación caracterizado por fusiones y adquisiciones; la eficiencia dentro del sistema bancario aún era un factor desconocido.

Una ventaja del presente artículo es que incorpora datos recientes del sistema bancario mexicano, e incluye medidas de eficiencia específicas a los bancos en la estimación del modelo tradicional de ganancia-estructura de mercado. Por esta razón, el análisis econométrico se dividió en dos partes. La primera consiste en la estimación de medidas específicas de eficiencia económica y eficiencia de escala. La segunda presenta las pruebas de hipótesis basadas en una ecuación en forma reducida que integra las diferentes versiones de las hipótesis de PM y EE. Las medidas de eficiencia empleadas se basan en los costos de operación utilizando el concepto de frontera de eficiencia, que es ampliamente utilizado en estudios sobre banca y en general en la bibliografía de organización industrial.⁵ Estos procedimientos tienen la finalidad de mejorar las medidas de eficiencia técnica, distributiva y de escala.

⁵ Véase Schmidt y Sickless (1984), Cornwell, Schmidt, y Sickles (1990), Timme y Yang (1991), Berger y Humphrey (1991), Berger y Humphrey (1992) y Berger y Mester (1997).

Según Berger, se establecen cuatro hipótesis no exclusivas para poner a prueba los paradigmas relacionados con el PM y con la EE. Las hipótesis del PM son la tradicional de estructura de mercado-conducta-desempeño (ECD) y la del poder de mercado relativo (PMR). Estas hipótesis comparten una característica común: suponen que los bancos obtienen mayores ganancias controlando los precios; sin embargo, obtienen ese control por dos medios distintos. En el caso de la hipótesis ECD se supone que la alta concentración de la industria facilita a los bancos coludirse para aumentar precios, incrementando así sus ganancias. En contraste, en la hipótesis de PMR, los bancos con una mayor participación en el mercado ofrecen productos y servicios diferenciados con el objetivo de imponer precios más altos y obtener así mayores ganancias.

Por su parte, las hipótesis relacionadas con el paradigma EE son: eficiencia económica (EEX) y eficiencia de escala (EEE). La hipótesis EEX argumenta que una relación positiva entre la rentabilidad y la estructura del mercado refleja una mayor eficiencia técnica, o una mejor administración en algunas instituciones en función de su escala de operación. De conformidad con esta hipótesis, las empresas más eficientes —las que producen servicios y productos a menor costo— obtienen una mayor participación y un incremento en sus ganancias. Por otra parte, la hipótesis de la EEE sugiere que la mayor participación de mercado emerge porque, aunque las instituciones bancarias tienen la misma eficiencia en la relación positiva entre la rentabilidad y la participación técnica y gerencial, algunas operan a una mejor escala permitiéndoles así producir a un menor costo. De igual manera, en la hipótesis de EEE una mayor eficiencia en los costos hace posible que las instituciones aumenten tanto su participación de mercado como su rentabilidad.

Como punto final, la inclusión de variables específicas relacionadas con cada una de las hipótesis establecidas beneficia la flexibilidad del modelo, pues no favorece a ninguna hipótesis en particular y permite que una o más hipótesis sean verdaderas simultáneamente. Además, para desechar una correlación espuria, se realizaron pruebas estadísticas para determinar la relación entre las variables de estructura del mercado y las variables de eficiencia.

El artículo se divide en tres secciones. En la sección I se explica el modelo. En la sección II se describe el modelo utilizado para estimar las variables de eficiencia. En la sección III se presenta las bases de datos, las pruebas de las hipótesis y las estimaciones de los resultados. Finalmente, se ofrece algunas conclusiones.

I. ESPECIFICACIONES Y PRUEBAS DE LOS MODELOS

En esta sección se explica el método usado para obtener la forma reducida de la ecuación que contiene las hipótesis ECD, PMR, EEX y EEE. Primero, se describen los modelos no paramétricos que apoyan a ambas hipótesis (eficiencia y poder de mercado). Segundo, se estudia modelos usados para verificar estas hipótesis con el fin de analizar sus problemas. Tercero, considerando las limitaciones de modelos anteriores, se presenta un modelo en forma reducida. Se explica también por qué este modelo permite probar la validez de las hipótesis planteadas.

A lo largo de este estudio, el subíndice i se refiere a los bancos y el subíndice t representa el tiempo. Igualmente, un signo de más o menos, arriba de una variable independiente, indica la relación esperada entre esa variable y la variable dependiente.

1. Un modelo estructural de eficiencia

El modelo estructural no paramétrico de las ganancias que incluye las dos hipótesis de eficiencia se especifica como sigue:

$$_{it} \quad f_1 \quad EFF_{it}, Z_{it}^1 \quad \frac{1}{it} \quad (1)$$

$$MS_{it} \quad f_2 \quad EFF_{it}, Z_{it}^2 \quad \frac{2}{it} \quad (2)$$

$$CR_t \quad f_3 \quad MS_{it}, i \quad (3)$$

en las que $_{it}$ representa las ganancias de un banco; $f()$ indica una forma funcional; EFF representa el concepto de eficiencia, ya sea económica ($X-EFF$) o de escala ($S-EFF$); Z es un vector de las variables de control; $_{it}$ denota un error aleatorio que satisface las propiedades estadísticas regulares; MS representa la participación de mercado, y CR es una medida de la concentración del mercado.

Este modelo sugiere una relación espuria entre las ganancias de los bancos y la estructura del mercado. La ecuación (1) explica las ganancias principalmente en función de la eficiencia: los bancos más eficientes tienen menores costos y, en consecuencia, obtienen una mayor rentabilidad. Además, la

ecuación (2) sugiere que los bancos más eficientes tienen una mayor participación de mercado. En contraste con la hipótesis del PMR, la relación entre la rentabilidad y la participación de mercado no surge como una consecuencia directa del uso del poder de mercado para cobrar precios más altos, sino más bien de una mayor eficiencia.

Es posible explicar la relación entre la rentabilidad y la participación de mercado —debida a la eficiencia— de diferentes maneras. Una relación positiva entre la participación de mercado y la eficiencia es un resultado de un modelo de competencia espacial. Al ofrecer servicios similares y competir por los mismos clientes, las empresas más eficientes —las que cobran precios más bajos— captarán consumidores de un área mayor. En consecuencia la empresa más eficiente obtendrá una mayor participación de mercado. De esta manera, la mayor eficiencia de algunos bancos puede manifestarse en mercados más concentrados. Una mayor participación de mercado es la causa de que la concentración aumente, tal como lo indica la ecuación (3).

Para resumir, el modelo estructural de eficiencia explica la rentabilidad de los bancos principalmente como una función de la eficiencia económica o de la eficiencia de escala. Esa eficiencia se traduce en una mayor participación de mercado por parte de las instituciones más eficientes y, como consecuencia, en una mayor concentración del mercado.

2. *El modelo estructural del poder de mercado*

El modelo estructural del poder de mercado explica la rentabilidad basado principalmente en la capacidad de los bancos para cobrar precios más altos por los servicios ofrecidos. Al modelo que apoya esta hipótesis se le puede representar de la manera siguiente:

$$P_{it} = f_4(Z_{it}^4) \quad (4)$$

$$P_{it} = f_5(ST_{it}, Z_{it}^5) \quad (5)$$

$$CR_t = f_3(MS_{it}, i) \quad (3)$$

en que P es el vector de precios de los servicios bancarios; ST representa una medida de la estructura del mercado, ya sea la concentración (CR) o la parti-

cipación de mercado (MS), dependiendo de la hipótesis que se quiera demostrar, y Z denota un vector de las variables de control.

En el paradigma del PM, los precios que se cobran a los usuarios determinan principalmente la rentabilidad del mercado, como lo muestra la ecuación (4). Al mismo tiempo, la capacidad del banco para cobrar precios más altos depende de la estructura del mercado. Esta se mide mediante la concentración del mercado o por la participación de mercado de los bancos, dependiendo de la hipótesis especificada, como se muestra en la ecuación (5). Por tanto, en este modelo, el poder de mercado y la rentabilidad del mercado están relacionados positivamente, aunque los mayores precios pueden deberse a la acción de una institución en particular (RMP) o a la de un grupo de bancos coludidos (ECD). En resumen, con el paradigma del PM, una estructura de mercado más concentrada posibilita que los bancos aumenten los precios, lo que a su vez les permite generar mayores ganancias.

3. *El modelo reducido*

Diversos modelos usados para verificar la relación ganancia-estructura de mercado incluyen, de una u otra manera, las hipótesis de poder de mercado y de eficiencia (Berger, 1995). Este tipo de modelos no identifica adecuadamente la mejor hipótesis explicativa porque no incluyen medidas explícitas de eficiencia o no son las adecuadas. Cualquiera que sea el caso, dichos modelos no definen claramente si la relación entre la estructura del mercado y la rentabilidad bancaria es de naturaleza espuria. Para ejemplificar, los modelos que tienen este problema toman la siguiente forma:

$$_{it} f_6(CR_t, MS_{it}, Z_{it}^6) \quad _{it}^6 \quad (6)$$

en la que Z contiene diversas variables de control que por lo general no incluyen medidas específicas o adecuadas de eficiencia.⁶

En el modelo descrito en la ecuación (6), el hallazgo de un coeficiente de la variable CR positivo y significativo, y un coeficiente de la variable MS no estadísticamente diferente de 0, se puede interpretar como un elemento en

⁶ Por ejemplo, Weiss (1974), Smirlock (1985) y Molyneux y Forbes (1995) usaron modelos similares al expresado por la ecuación (6). Vale la pena observar que aunque estos autores no incluyen ninguna medida de la eficiencia económica, sí incluyen algunas medidas de eficiencia de escala: el valor de los activos totales de cada banco. No obstante, una limitante de esta variable es que no distingue entre las economías y las deseconomías de escala.

favor de la hipótesis ECD. Del mismo modo, el resultado de un coeficiente de la variable CR estadísticamente diferente de 0 y un coeficiente de la variable MS positivo y significativo, se puede interpretar como una prueba en favor de la hipótesis EEX.⁷ A pesar de lo anterior, este modelo tiene un problema potencialmente grave: no incluye medidas específicas de la eficiencia económica ni de eficiencia de escala; por tanto, no distingue correctamente entre las hipótesis de ECD, PMR, EEX y EEE. Por ejemplo, el resultado anterior en favor de la hipótesis ECD también puede estar reflejando la presencia de mayor eficiencia económica o de escala. De igual manera, este resultado no implica forzosamente la hipótesis EEX, sino que más bien, puede indicar la existencia de poder de mercado relativo. Para resolver esta ambigüedad, en este artículo se propone el modelo siguiente:

$$i_t \quad f_7(CR_t, MS_{it}, X \quad EFF_{it}, S \quad EFF_{it}, Z_{it}^7) \quad \frac{7}{it} \quad (7)$$

en que $X-EFF$ es una medida explícita de la eficiencia económica y $S-EFF$ denota una medida explícita de la eficiencia de escala. Este modelo anida las cuatro hipótesis antes mencionadas en un enfoque no exclusivo. En otras palabras, para poder verificar la hipótesis relevante es necesario que el coeficiente de una de las variables sea positivo y significativo. Además, también es posible que más de una hipótesis resulte ser cierta al mismo tiempo.

Finalmente, se debe evitar un resultado espurio en el caso de que se verifique alguna de las hipótesis de poder de mercado usando la ecuación (7). Por tanto, es importante asegurarse de que la variable estructural no esté relacionada positivamente con ninguna medida de eficiencia. Para poder tener esa seguridad es necesario estimar las ecuaciones siguientes.

$$CR_t \quad f_8(X \quad EFF_{it}, S \quad EFF_{it}, Z_{it}^8) \quad \frac{8}{it} \quad (8)$$

$$MS_{it} \quad f_9(X \quad EFF_{it}, S \quad EFF_{it}, Z_{it}^9) \quad \frac{9}{it} \quad (9)$$

en las que Z incluye las variables de control. Así, la ecuación (8) sólo se estima si CR es estadísticamente significativa en la ecuación (7); de igual manera, la ecuación (9) sólo debe ser estimada si MS resulta ser estadísticamente

⁷ Esta interpretación responde a la noción mencionada líneas arriba, de que eficiencia económica y la participación de mercado pueden tener una relación positiva. Del mismo modo, vale la pena señalar que se ha hecho referencia a la eficiencia económica —no a la eficiencia de escala—, pues dentro de las variables de control normalmente se incluye alguna variable de economía de escala.

CUADRO 1. *Hipótesis y condiciones requeridas*

<i>Hipótesis por verificar</i>	<i>Condiciones requeridas</i>
ECD	Que el coeficiente de <i>CR</i> sea positivo y significativo en la ecuación (7). El coeficiente de <i>X-EFF</i> y <i>S-EFF</i> no puede ser significativamente diferente de 0 en la ecuación (9)
PMR	El coeficiente de <i>MS</i> debe ser positivo y significativo en la ecuación (7). Los coeficientes de <i>X-EFF</i> y de <i>S-EFF</i> no pueden ser significativamente diferentes de 0 en la ecuación (9)
EEX	El coeficiente de <i>X-EFF</i> debe ser positivo y significativo en la ecuación (7), y también debe ser positivo y significativo ya sea en la ecuación (8) o en la (9)
EEE	El coeficiente de <i>S-EFF</i> debe ser positivo y significativo en la ecuación (7), y también debe ser positivo y significativo, ya sea en la ecuación (8) o en la (9)

significativa en la ecuación (7). El cuadro 1 resume las condiciones necesarias para encontrar la hipótesis que mejor se aplica a cada situación.

Para concluir esta sección es conveniente comparar nuestro modelo con los utilizados en recientes artículos concernientes a la relación entre la rentabilidad y la estructura de mercado en el sector bancario mexicano. Rodríguez (2003), basado en Molyneux y Forbes (1995) y Berger (1995), empleó un modelo similar al que se presenta en la ecuación (7). Aun así, las medidas de eficiencia usadas por Rodríguez presentan varios problemas. En primer lugar, este autor utiliza como medida de eficiencia el ingreso operativo dividido por el costo operativo. Sin embargo, esta variable no refleja de manera adecuada la eficiencia de los bancos.⁸ Al mismo tiempo, la variable de eficiencia económica usada por Rodríguez mantiene una relación estrecha con la medida de rentabilidad utilizada como variable dependiente (rendimiento de los activos). Como resultado, los coeficientes estimados muestran un sesgo en favor de la hipótesis de la eficiencia.

En este artículo se intenta resolver estos problemas construyendo medidas específicas de eficiencia económica y eficiencia de escala como variables independientes. La metodología se basa en la eficiencia en costos y en el concepto de eficiencia de frontera.

⁸ El interés de los economistas por medir adecuadamente la eficiencia de las instituciones financieras se ha manifestado en una gran cantidad de estudios. Sin duda, no existe un consenso respecto a la manera más adecuada de medir esta variable. No obstante, se han establecido varios métodos para reflejar mejor la eficiencia de las instituciones bancarias en términos de ganancias, costos y otras medidas de ganancias. Puede encontrarse una síntesis de los principales estudios respecto a este tema en Berger y Mester (1997).

II. MEDIDAS DE EFICIENCIA

La eficiencia económica tiene dos componentes: la eficiencia técnica y la eficiencia de asignación de recursos. La eficiencia técnica está relacionada con la capacidad de una empresa para alcanzar la máxima producción dada una cierta cantidad de insumos. La eficiencia de asignación de recursos se refiere a la capacidad de la empresa para seleccionar las combinaciones correctas de insumos con el fin de maximizar las ganancias (dados los precios y la tecnología disponible). En principio, un indicador de la eficiencia económica debe reflejar ambos componentes.

Asimismo, para explicar la variabilidad de la rentabilidad bancaria se debe ordenar a los bancos con base en las diferencias en su eficiencia para reducir costos más que en su eficiencia en maximizar ganancias. La principal diferencia entre estos dos enfoques reside en la función que se utiliza para medir eficiencia: basada en una función de costos o en una función de ganancias. En este artículo, debido a que se intenta explicar la rentabilidad, se utiliza como variable explicativa a la eficiencia medida con base en una función de costos.

Para ubicar a los bancos en términos de la eficiencia de costos, en el modelo que presentamos se usa el concepto de *eficiencia de frontera*. Este concepto se basa en comparar cada banco con la institución bancaria que se ubica más cerca de la frontera de eficiencia. Debido a que se desconoce esta frontera, usualmente se utiliza el costo operativo del banco más eficiente dentro de la industria como un punto de referencia. De este modo, surgen criterios para jerarquizar a una institución bancaria según su eficiencia con respecto a la institución más eficiente de la industria. De modo parecido, se necesita un indicador superior de eficiencia de escala que refleje el tamaño de los bancos y que idealmente identifique de modo adecuado la presencia de economías y deseconomías de escala.

1. *Eficiencia económica* (X-EFF)

El concepto de eficiencia económica es amplio y se compone de la eficiencia de asignación de recursos y eficiencia técnica. El propósito de este artículo es obtener un indicador de eficiencia económica relativa para cada banco durante cada periodo incluido en la muestra. El indicador de eficiencia económica se calcula con referencia al banco que ha mostrado el mejor desem-

peño durante cada periodo. Así, un indicador de eficiencia económica igual a 1 señala al banco más eficiente en un periodo dado, en tanto que un indicador igual a 0.7 de otro banco significa que este banco fue 30% menos eficiente en comparación con el mejor banco. Aunque este indicador ordena por rangos a los bancos (según la eficiencia relativa) en la muestra que usamos no dice nada respecto a la evolución de la eficiencia del sistema bancario en su conjunto. Sin embargo, este indicador de eficiencia relativa es particularmente útil como una variable explicativa de las diferencias de la rentabilidad entre los bancos.

El problema principal que se enfrenta para estimar adecuadamente el indicador de eficiencia relativa de un banco es identificar los cambios en el costo operativo del banco debidos a *i*) modificaciones en la eficiencia o como respuesta a *ii*) influencias impredecibles o a errores de medición transitorios. Por ejemplo, en un año particular, una institución bancaria puede tener una reducción significativa en el costo operativo como resultado de un efecto transitorio y favorable, en vez de ser resultado de una mejora en la eficiencia. De modo parecido, los bancos pueden tener un mal año, en el sentido de que sus costos operativos son considerablemente mayores, sin que esto signifique una reducción en la eficiencia. Así, para tener en cuenta la posibilidad de estas fluctuaciones aleatorias, se supone que los costos operativos incluyen una variable que está compuesta de un indicador de la eficiencia relativa y de un error estocástico. En este caso, la tarea consiste en identificar y separar adecuadamente estos dos componentes.

En la amplia bibliografía disponible respecto al tema de las medidas de eficiencia se pueden encontrar diversos métodos para separar las variaciones en la eficiencia económica de los errores aleatorios. No obstante, muchos de estos métodos se basan en supuestos arbitrarios acerca de los parámetros de la distribución estadística de dichos componentes.⁹ Con base en Berger (1993), quien se basa en la metodología de Schmidt y Sickless (1984), en este estudio se utiliza la técnica de enfoque de distribución libre (*distribution free approach*), la cual no realiza supuestos de las distribuciones de la variable de eficiencia ni la del error. Además, esta metodología posibilita la estimación de la eficiencia económica de una manera sencilla y confiable porque supone que las diferencias de costo provenientes de la eficiencia económica persisten en el transcurso del tiempo, siempre y cuando las dife-

⁹ Véase, por ejemplo, Green (1990), Ferrier y Lovell (1990), Timme y Yang (1991), Berger y Humphrey (1992) y Bauer, Berger y Humphrey (1993).

rencias derivadas de factores aleatorios se cancelen a lo largo del periodo considerado.

El procedimiento formal para realizar esta separación puede describirse en tres pasos: *i*) se estima una función de costos para la industria bancaria para cada periodo de la muestra; *ii*) se calcula, a partir de esta función estimada, la diferencia entre el costo operativo observado y el costo estimado para cada banco y para cada periodo, y *iii*) se identifica, para cada banco, los componentes sistemáticos observados durante el periodo de la muestra. A partir de estos componentes se calculan los indicadores de eficiencia normalizados. El modelo de eficiencia de costo estimado para cada periodo en la muestra de datos del panel es el siguiente:

$$\ln OC_{it} - \ln C_t(y_{it}, w_{it}, f_{it}, e_{it}) = \underbrace{\ln x_i}_{\text{error compuesto}_{it}} + \ln v_{it} \quad (10)$$

en el que OC representa el costo operativo, $C(y, w, f, e)$ es una función del costo especificada en términos de un vector de cantidades de producto y , un vector de precio de insumo w , un vector de insumo fijo f , y variables de control e ; x denota un factor de eficiencia multiplicativo, y v es un error aleatorio con una media de 0. Todas las variables en la ecuación (10) cambian en el transcurso del tiempo (es decir, todas ellas tienen una t como subíndice), con excepción de la eficiencia operativa $\ln x_i$ que no cambia en el tiempo pero que puede variar de un banco a otro. Este coeficiente permite que el factor de eficiencia ($\ln x_i$) pueda ser separado de los choques transitorios (v_{it}). Para cada periodo se estima la función de costo usando una especificación translogarítmica de segundo orden, debido a que permite una mayor flexibilidad en la estimación de la relación entre productos e insumos.¹⁰

El cálculo de la eficiencia económica es directo una vez estimada la función de costo para la industria. Así, primero, se estima el error compuesto para cada banco y para cada año. Después, para cada banco, se calcula un promedio móvil central de estos errores. Finalmente, debido a que los errores aleatorios deben cancelarse entre sí, el promedio de la muestra \hat{x}_{it} se utiliza como una estimación de $\ln x_i$. Es importante resaltar que debido a que el gasto operativo es la base de la estimación de la eficiencia en la ecuación (7), es necesario eliminar el error del periodo corriente del cálculo de cada promedio móvil. La inclusión de este residual puede generar un sesgo en el coe-

¹⁰ En el apéndice se pueden consultar detalles respecto a la función de costo, las variables específicas usadas, el método de estimación y los resultados obtenidos.

ficiente $X-EFF$ en la ecuación (7) favorable a la hipótesis EEX.¹¹ Finalmente, la serie \hat{x}_{it} es transformada en unidades de eficiencia económica usando la siguiente expresión:

$$X-EFF_{it} = \exp(\ln \hat{x}_t^{\min} - \ln \hat{x}_{it}) \quad (11)$$

en que $\ln \hat{x}_t^{\min}$ representa el mínimo para cada periodo. Así, $X-EFF_{it}$ puede considerarse como una estimación de $\hat{x}_t^{\min}/\hat{x}_{it}$ (el factor de ineficiencia del banco más eficiente dividido por el factor de ineficiencia de los demás bancos). Por construcción de la ecuación (11) se deduce que la variable de eficiencia económica toma valores en el intervalo (0, 1], en que un valor igual a 1 corresponde a la institución más eficiente.

2. Eficiencia de escala (S-EFF)

Una característica importante de la variable de eficiencia de escala es precisamente que debe reflejar las ganancias y las pérdidas (en términos de costos unitarios) debidas a cambios en la escala de las operaciones del banco. Esta variable se refiere al costo operativo promedio de cada banco respecto al mejor nivel alcanzado por esa misma institución durante el periodo de la muestra. Es decir, esta variable es un indicador de eficiencia que cambia en el tiempo para cada banco. El cálculo se realiza en tres pasos. Primero, basado en la función de costo estimada, se obtiene para cada banco el costo operativo promedio durante cada periodo. Después se construye el índice de eficiencia de escala definido como el costo operativo promedio mínimo en la muestra dividido por el costo operativo promedio del periodo corriente. Finalmente, se aplica una fórmula para crear dos variables de eficiencia de escala adicionales: una para economías de escala y otra para diseconomías de escala. A continuación se describe los pasos del procedimiento formal.

Primero, basados en la función de costo estimada en la ecuación (10), se estima para cada banco una curva de costo promedio de los diferentes productos (multiproducto) a lo largo del periodo de la muestra. A continuación se ubica al vector de eficiencia de escala utilizando al punto más bajo de la curva como referencia y se le designa como y^{se} . Después, se determina la variable de eficiencia usando la siguiente fórmula:

¹¹ En otras palabras, un choque en la función de costo en el periodo t está asociado con una variación directamente proporcional en la eficiencia económica y la utilidad operativa durante dicho periodo. Cuando se excluye el residuo del periodo corriente se elimina esta relación aritmética.

$$S-EFF_{it} = \exp \left(\frac{\hat{\ln C}(y_t^{se}, \dots) - \hat{\ln C}(y_{it}, \dots)}{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N y_j^{se}} \right) \quad (12)$$

en las que $\hat{\ln C}$ representa el costo operativo estimado y N se refiere al número de productos usados en la estimación de la función de costo. Se incluye al final entre corchetes un término para obtener la proporción de los costos operativos promedio. Así es posible interpretar a $S-EFF$ como una estimación de \hat{AC}^{se} / \hat{AC} ; esto es, la proporción del costo promedio estimado mínimo a lo largo del periodo de la muestra entre el costo promedio estimado para cada periodo. Finalmente, se obtiene el coeficiente de la eficiencia de escala para cada banco y cada periodo. Al igual que la variable de eficiencia económica, el indicador de la eficiencia de escala fluctúa en el intervalo (0, 1], en el que un valor igual a 1 representa el periodo más eficiente para el banco.

Por último, las economías y deseconomías de escala se distinguen observando si el banco está por encima o por debajo de la eficiencia de escala de la producción. Para realizar esto se usa la fórmula:

$$S-EFF^e = \begin{cases} S-EFF & \text{si } y > y^{se} \\ 1 & \text{si } y \leq y^{se} \end{cases} \quad (13)$$

$$S-EFF^d = \begin{cases} 1 & \text{si } y > y^{se} \\ S-EFF & \text{si } y \leq y^{se} \end{cases} \quad (14)$$

en que $S-EFF^e$ es una variable que mide la presencia de economías potenciales de escala, y $S-EFF^d$ es una variable que mide las deseconomías potenciales de escala.

Así, si un banco presenta, durante todo el periodo de la muestra, un costo operativo promedio decreciente ($y > y^{se}$), se supone que el banco estaba posicionado del lado de las economías de escala. En este caso, $S-EFF^e$ sólo toma los mismos valores que $S-EFF$; estos valores muestran una tendencia ascendente. El caso opuesto es uno en el cual el banco tiene un costo operativo promedio creciente ($y < y^{se}$) a lo largo del periodo muestral. A esa conducta se la interpreta como una situación en que el banco siempre está posicionado del lado de las deseconomías de escala; por tanto, $S-EFF^d$ siempre toma los mismos valores que $S-EFF$, pero en este caso muestra una

tendencia descendente. Finalmente, las ecuaciones (13) y (14) muestran que cuando la posición de un banco está en la sección de economías de escala, la variable $S-EPP^d$ toma un valor igual a 1, y cuando está posicionado del lado de las deseconomías de escala, la variable $S-EPP^e$ toma un valor de 1. De este modo, estas dos variables permiten medir los dos efectos posibles de la eficiencia de escala, sin importar el segmento de la curva en que está posicionado el banco.

Finalmente, para estimar las ecuaciones (7), (8) y (9) se utilizan las variables $S-EFF^e$ y $S-EFF^d$ en lugar de $S-EFF$. Al hacerlo así, se pueden separar los efectos de las economías y deseconomías de escala. En principio, esto puede tener diferentes consecuencias en la verificación de la hipótesis de las economías de escala, como en el caso de los bancos que para algunos periodos tienen economías de escala y para otros muestran deseconomías de escala. En estos casos, la variable $S-EFF$ presentará una forma de “U” invertida, lo que puede limitar su capacidad explicativa. Al separar estas variables en dos segmentos, se permite que cualquiera de ellos sea el significativo, sin imponer restricciones sobre el otro periodo.

3. Datos, estimación y resultados

La base de datos utilizada para poner a prueba las cuatro hipótesis planteadas consiste en observaciones anuales de 18 bancos comerciales para el periodo 1997–2005. Estos bancos representan 90% en promedio de los activos de todo el sistema bancario, y controlan 88% de los depósitos a la vista del sistema bancario total durante el periodo de estudio. La información se obtuvo de los *Boletines Estadísticos de la Banca Múltiple*, de la Comisión Nacional Bancaria y de Valores (CNBV) y de la Central de Información Financiera (CIF) de Banco de México.

Es importante aclarar que durante el periodo de este estudio, seis instituciones bancarias fueron adquiridas o fusionadas por otras instituciones, por lo que en el último año del periodo analizado la muestra consiste de 12 instituciones. Para tratar con esta situación se consideró a los bancos que se fusionaron como una sola institución desde el inicio de la muestra. Durante los años anteriores a las fusiones, se integró a cada una de las variables de los bancos de que se trataba en una variable agregada utilizando sus tamaños relativos (en términos de activos totales) como ponderaciones. No obstante, para calcular el índice de concentración del mercado (una variable específica

al mercado) se usó información de los 18 bancos durante el periodo de estudio con el propósito de reflejar más adecuadamente el efecto de las fusiones y adquisiciones en el índice de concentración.

Usando nuestra base de datos, la forma estimada específica del modelo descrito en la ecuación (7) es:

$$\begin{aligned}
 &_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CR_t + \alpha_2 MS_{it} + \alpha_3 X_{EFF_{it}} + \alpha_4 S_{EFF_{it}}^e \\
 &\quad + \alpha_5 S_{EFF_{it}}^d + \alpha_6 CREP_{it} + \alpha_7 CAPI_{it} + \alpha_{10} \epsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{15}$$

en la que $_{it}$ representa a la medida de la ganancia del banco calculada como la proporción de utilidad operativa (antes de impuestos) respecto a los activos totales; CR es la concentración de mercado estimada usando el índice Herfindahl-Hirschman (IHH) o la suma de las participaciones de mercado de los cuatro bancos más grandes ($C4$), y MS es la participación de mercado de cada banco, calculada con base en depósitos. Por lo tanto, se cuenta con dos medidas de CR y una medida de MS . Al respecto, existen índices superiores para medir la competencia dentro de un sistema en vez del índice de concentración IHH. Sin embargo, el IHH ha sido usado ampliamente en las pruebas tradicionales de la relación ganancia-estructura de mercado para medir la competencia. Por ello, para comparar los resultados obtenidos con los de análisis previos, en este estudio se escogió el IHH por su sencillez, lo cual facilitó la interpretación de los resultados. Además, en estudios anteriores, este índice ha demostrado una gran capacidad explicativa (Berger, Demirguc-Kunt y Haubrich, 2004). Las variables $X-EFF$, $S-EFF^e$ y $S-EFF^d$ miden eficiencia económica, economías de escala y deseconomías de escala, respectivamente, tal como se describe en la sección II, y $CREP$ y $CAPI$ son las variables de control relacionadas con los diferentes tipos de riesgos que enfrentan los bancos.

La variable $CREP$ se define como la proporción de las provisiones para riesgo crediticio respecto a la cartera crediticia vigente. El efecto de esta variable en la rentabilidad puede interpretarse de dos maneras. Por un lado, cuando esta proporción es más alta, los activos invertidos por los bancos en inversiones libres de riesgos y de baja rentabilidad aumentan. Debido a esto, puede esperarse que esta variable tenga un efecto negativo en las ganancias. Por otro lado, una proporción más alta muestra un mayor riesgo en la cartera de crédito, pues el nivel de las reservas preventivas se basa en las calificaciones crediticias de la cartera que dependen, a su vez, de la posibilidad de

incumplimiento de la cartera. Es decir, una proporción mayor de esta variable significa que el banco está asumiendo un mayor riesgo y que por tanto debe obtener mayores rendimientos en sus inversiones. Como en el coeficiente β_6 en la ecuación (15) se plasman ambos efectos, debemos concluir que un parámetro negativo sugiere que las reservas preventivas por el riesgo en los créditos son tan restrictivas que compensan en exceso al riesgo de crédito. Un resultado positivo, en cambio, significa que esas reservas no son lo suficientemente restrictivas para contrarrestar el riesgo crediticio que asumen las instituciones bancarias.

Por su parte, la variable de control *CAP* es el índice de capitalización respecto a los activos riesgosos calculado de conformidad con las reglas establecidas por Banxico. A este indicador se le puede interpretar como una medida de riesgo moral, ya que, en cierto grado, refleja la proporción de activos en manos de los accionistas. Así, aunque la proporción del capital aumente también aumentan los activos en manos de los accionistas del banco. En consecuencia, disminuye la predisposición de los propietarios del banco a tomar riesgos excesivos. En vista de la argumentación anterior, es de esperar que un incremento en el nivel del índice de capitalización provoque una disminución en la rentabilidad esperada de un banco; expresado de otra manera, el coeficiente β_7 en la ecuación (15) será negativo. Sin embargo, *CAP* es también un indicador de la fortaleza financiera de la institución intermediaria. Así, la fortaleza financiera y la rentabilidad pueden estar relacionadas positivamente a medida que bancos más fuertes obtienen acceso fuentes de financiación más baratas. En conclusión, el signo de β_7 es ambiguo *ex ante*.

Finalmente, como se describe en las ecuaciones (8) y (9), las formas específicas de las condiciones necesarias para verificar que la correlación entre la estructura del mercado y la rentabilidad no es de naturaleza espuria es igual a:

$$CR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 S_{it} + \alpha_3 S_{it}^d + \alpha_{11} \quad (16)$$

y

$$MS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 S_{it} + \alpha_3 S_{it}^d + \alpha_{12} \quad (17)$$

Las ecuaciones (15)-(17) se estiman utilizando la técnica de efectos aleatorios (*random-effects*), ya que la prueba de Hausman no rechaza ese tipo de modelo. Por razones de eficiencia, aquí sólo se presentan los principales resultados de las estimaciones. El cuadro 2 proporciona una breve descrip-

CUADRO 2. *Descripción de las variables*

<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>
	Utilidad operativa antes de impuestos dividida por los activos totales. Representa una medida de la rentabilidad de un banco
<i>CR</i>	Índice Herfindahl-Hirschmann o participación de mercado de los cuatro bancos más grandes. Son dos medidas diferentes de la concentración del mercado
<i>MS</i>	Participación de mercado de cada banco basado en depósitos a la vista
<i>X-EFF</i>	Eficiencia económica definida en la subsección (II.1)
<i>S-EFF^e</i>	Variable de economías de escala definida en la subsección (II.2)
<i>S-EFF^d</i>	Variable de diseconomías de escala definida en la subsección (II.2)
<i>CREP</i>	Proporción de las provisiones para riesgo crediticio respecto a la cartera de crédito total. Representa una medida del riesgo crediticio
<i>CAPI</i>	Índice de capitalización respecto a activos riesgosos. Representa una medida de riesgo moral y de la fortaleza financiera de un banco

CUADRO 3. *Estadísticas descriptivas*

<i>Variable</i>	<i>Media</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Máximo</i>
	0.010	0.042	0.256	0.116
<i>CR(IHH, depósitos)</i>	1.429	0.306	1.009	1.785
<i>CR(C4, depósitos)</i>	0.679	0.079	0.566	0.765
<i>MS(depósitos)</i>	0.092	0.134	0.000	0.608
<i>X-EFF</i>	0.959	0.022	0.903	1.012
<i>S-EFF^e</i>	0.717	0.291	0.113	1.000
<i>S-EFF^d</i>	0.839	0.224	0.205	1.000
<i>CREP</i>	0.082	0.141	0.004	1.168
<i>CAPI</i>	15.947	5.875	9.306	36.531

ción de las variables usadas en las regresiones. El cuadro 3 presenta sus estadísticas descriptivas.¹² En los cuadros 4 y 5 se presenta los resultados de las estimaciones.

Los resultados obtenidos no apoyan la hipótesis de eficiencia. En el cuadro 4 se observa que en el modelo de rentabilidad ninguna de las variables de eficiencia es estadísticamente significativa [ecuación (1)]; sin embargo, los

¹² La media de la utilidad operativa (antes de impuestos), en relación con los activos totales, no es igual en el cuadro 3 a la media representada en la gráfica 1. La razón de esto es que, mientras que la gráfica 1 ilustra el rendimiento de los activos para la industria considerada en su totalidad, el cuadro 3 muestra el rendimiento promedio de los activos para cada banco y para cada año.

CUADRO 4. *Variable dependiente*^a

<i>Variable</i>	(1)	(2)	(3)
CR(IHH, depósitos)	0.163*** (0.0068)		0.0107** (0.0056)
CR(C4, depósitos)		0.0619** (0.0261)	
MS(depósitos)	0.0333* (0.0199)	0.0333* (0.0199)	0.0395** (0.0202)
X-EFF	0.0065 (0.1123)	0.0000 (0.1125)	
S-EFF ^e	0.0151 0.0113	0.0141 (0.0111)	
S-EFF ^d	0.0080 (0.0128)	0.0063 (0.0127)	
CREP	0.2307*** (0.0151)	0.2305*** (0.0152)	0.2307*** (0.0140)
CAPI	0.0018*** (0.0004)	0.0019*** (0.0004)	0.0016*** (0.0004)
R ² (general)	0.7284	0.7290	0.7057
Wald ² (7)	319.6	319.2	333.5
Prob ²	0	0	0
Observaciones	108	108	108

^a Los errores estándar se presenta entre paréntesis.

***, **, * indican significancia a 1, 5 y 10%, respectivamente.

CUADRO 5. *Variables dependientes MS y CR*^a

<i>Variable</i>	MS	CR(IHH)
X-EFF	0.2694 (0.5088)	1.1755 (1.3132)
S-EFF ^e	00.0077 (0.0551)	0.5943*** 0.1291
S-EFF ^d	00.0318 (0.0530)	0.4251*** 00.1697
R ² (general)	0.0017	0.2173
Wald ² (7)	0.96	28.87
Prob ²	0.8098	0
Observaciones	108	108

^a Los errores estándar se presenta entre paréntesis.

***, **, * indican significancia al 1, 5 y 10%, respectivamente.

parámetros de participación de mercado, concentración del mercado, índice de capitalización y provisiones para riesgo crediticio son significativamente diferentes de 0 a los niveles estándar. En particular, la concentración del mercado y la participación de mercado tienen un coeficiente positivo, como lo predice la hipótesis del poder de mercado. En la ecuación (2) la sustitución de IHH por la participación de mercado de los cuatro bancos más grandes (C4) no cambia considerablemente los resultados de la regresión principal (1).

Una condición necesaria para probar la validez de la hipótesis EE era obtener una relación positiva entre las ganancias y la eficiencia. El resultado de que los coeficientes de la variable de eficiencia no son significativamente diferentes de 0 en la ecuación principal permite rechazar la hipótesis EE y descartar una relación espuria entre las ganancias y la estructura de mercado. Para reforzar esta conclusión, al eliminar las variables de eficiencia en la ecuación (3) se obtiene que los coeficientes en esta nueva regresión son muy similares a los originales. Para poner a prueba la segunda condición de la relación entre *EFF* y la estructura del mercado, se estima las formas reducidas (16) y (17). El resultado de estos ejercicios es la ausencia de relación entre *MS* y las variables de eficiencia, y la existencia de una relación positiva entre las variables *CR* y *S-EFF*. Es posible que este último resultado sea una consecuencia de un problema de endogeneidad en el que las empresas tienden a ganar participación de mercado y obtener simultáneamente economías de escala. Esta no es evidencia, sin embargo, que apoye la hipótesis de ESS debido a que las *S-EFF* no están relacionadas con las ganancias ni con las *MS*, además de que la R^2 es muy baja. Así, no se obtiene ninguna evidencia que favorezca la hipótesis EE.

Los índices *CR* y *MS* utilizados en este análisis se calculan con base en los depósitos a la vista. Se considera que los depósitos reflejan mejor el incremento en la concentración derivada del proceso de consolidación observada en el sistema mexicano en años recientes. Después de que ocurre una fusión o adquisición, la nueva unidad reduce los activos totales debido a una redundancia de algunos activos productivos. En cambio, los depósitos de las unidades fusionadas se agregan.¹³

Estos resultados son estables ante cambios en la muestra de bancos. La eliminación de los bancos grandes de la muestra, uno a la vez, no cambia los re-

¹³ Se calcularon también los índices *CR* y *MS* basados en los activos totales. Estos índices muestran resultados similares a los obtenidos con base en los depósitos, aunque sus coeficientes tienen significación estadística menor.

sultados significativamente. Además, los coeficientes obtenidos para las variables *MS* y *CR* tienen significación similar en cada submuestra.¹⁴ Del mismo modo, los coeficientes de las variables de eficiencia nunca son significativamente diferentes de 0. Este análisis, sin embargo, no se pudo realizar para bancos grandes y bancos pequeños debido al reducido número de bancos grandes.

Los resultados también sugieren que la proporción de las provisiones para riesgo crediticio respecto a la cartera vigente total afecta de manera positiva y significativa la rentabilidad bancaria. Por tanto, al parecer las provisiones para riesgo crediticio no son suficientemente restrictivas para eliminar los beneficios de asumir riesgos excesivos. El índice de capitalización también ejerce una influencia positiva y significativa en la rentabilidad. La interpretación de este resultado, no obstante, debe ser considerada con cautela. Por una parte, las teorías de información asimétrica predicen que una proporción más alta del índice de capitalización reduce el problema del riesgo moral porque la menor rentabilidad se implica una menor predisposición para asumir riesgos. Por otra parte, una proporción más alta del índice de capitalización también se interpreta como una señal de fortaleza financiera, lo que puede abrir la puerta a más y mejores oportunidades de negocios. Los resultados que se presenta en el cuadro 4 apuntan hacia esta última posibilidad y sugieren que la fortaleza financiera es un factor que contribuye a la rentabilidad en la industria bancaria mexicana.

CONCLUSIONES

En este artículo se analiza la relación empírica entre la rentabilidad, la concentración de mercado y la eficiencia después de la crisis bancaria mexicana de 1995. Para esta finalidad se empleó una base de datos longitudinal con datos anuales. La investigación abarca 18 bancos comerciales en el periodo 1997-2005. Estos 18 bancos controlaban, en promedio, 90% de los activos dentro del sistema bancario mexicano durante el periodo de la muestra. Los resultados indican que cuando se incluyen medidas específicas de eficiencia económica y de escala en los modelos tradicionales de ganancias-estructura de mercado, emergen pruebas en favor del paradigma del poder de mercado y en contra del paradigma de la eficiencia para explicar la relación ganancia-estructura de mercado en los bancos mexicanos.

¹⁴ En algunas de las submuestras la significancia de la variable *MS* es mayor a 10 por ciento.

En este artículo, en contraste con estudios anteriores, se construyeron medidas específicas de eficiencia económica y de escala para cada institución financiera. Este procedimiento se basa en las técnicas de frontera de eficiencia ampliamente utilizadas en la bibliografía bancaria basadas en la estimación de funciones de costo. En particular, se construye una medida de eficiencia económica utilizando el enfoque de distribución libre (*free distribution approach*) propuesto por Berger (1995), en el cual no se hacen supuestos específicos respecto a la distribución de los componentes de los errores.

La verificación de los paradigmas mencionados se basa en una prueba que incluye cuatro hipótesis no-excluyentes: dos relacionadas con cada uno de los paradigmas de la *MS* y de la *EE*. Esta prueba se basa en una forma reducida que tiene a la rentabilidad bancaria como variable dependiente e incluye las siguientes hipótesis: *i*) la tradicional de estructura de mercado-conducta-desempeño (ECD), *ii*) la del poder relativo de mercado (PMR), *iii*) la de eficiencia económica (EEX) y *iv*) eficiencia de escala (EEE). Los resultados rechazan las hipótesis de EEX y EEE y aprueban las hipótesis de ECD y PMR.

Las pruebas también sugieren que la fortaleza financiera, medida por el índice de capitalización y por una variable de asunción de riesgo crediticio, tiene una influencia positiva en la rentabilidad. Más específicamente, los bancos con mayor capitalización y que han asumido mayores riesgos crediticios han tenido un mejor desempeño en términos del rendimiento de sus activos totales.

A pesar de estos resultados, las posibles recomendaciones de política se deben hacer con base en estudios que incluyan otros factores importantes. Por ejemplo, para promover la estabilidad del sistema existen argumentos en favor de permitir instituciones más grandes, siempre y cuando la competencia entre bancos sea aceptable (Allen y Gale, 2004).

APÉNDICE

La función de costo en la ecuación (10) se especifica como una función translog, que se puede expresar de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \ln \frac{C_i}{w_1 f_3} &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln \frac{w_i}{w_1} + \frac{1}{2} \alpha_2 \ln^2 \frac{w_i}{w_1} + \alpha_3 \ln \frac{w_j}{w_1} + \frac{1}{2} \alpha_4 \ln^2 \frac{w_j}{w_1} \\ &+ \alpha_5 \ln \frac{y_k}{f_3} + \frac{1}{2} \alpha_6 \ln^2 \frac{y_k}{f_3} + \alpha_7 \ln \frac{y_m}{f_3} + \frac{1}{2} \alpha_8 \ln^2 \frac{y_m}{f_3} \\ &+ \alpha_9 \ln \frac{f_r}{f_3} + \frac{1}{2} \alpha_{10} \ln^2 \frac{f_r}{f_3} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & \frac{1}{2} r_{1s}^2 \ln \frac{f_r}{f_3} \ln \frac{f_s}{f_3} + i_{1k}^2 \ln \frac{w_i}{w_1} \ln \frac{y_k}{z_3} \\
 & + i_{1r}^2 \ln \frac{w_i}{w_1} \ln \frac{f_r}{f_3} + k_{1r}^2 \ln \frac{y_k}{z_3} r \ln \frac{f_r}{f_3} \\
 & + v_m \ln(e_m) + \frac{1}{2} v_{mn} \ln(e_m^2) + \ln u_c + \ln c
 \end{aligned} \quad (18)$$

en la que C es el costo variable, w_i representa el precio del insumo i , y_k denota la producción k , f_r es el insumo fijo o producto r , y e_m representa una variable m que puede afectar la conducta de los bancos. En casos en que sea necesario calcular el log natural en números negativos, o 0, se añade el valor absoluto del valor mínimo de la variable, más 1. Con la excepción de las variables de los precios de insumos (o precios de entrada), todas las variables usadas son normalizadas por los activos totales f_3 para controlar por heteroscedasticidad y evitar los problemas de escala que pueden estar presentes en la estimación. La condición de homogeneidad lineal en los precios de insumos está garantizada por la normalización del costo total C , los precios de insumos w_2 y w_3 por el precio de insumos w_1 . Lo mismo se hizo con las ganancias para mantener la congruencia en los resultados y poder comparar las estimaciones de eficiencia de costos y eficiencia de ganancias. Finalmente, en el cuadro A1 se resume las variables usadas para estimar la función de costo.

CUADRO A1. Variables empleadas en la función de costo

Variable	Descripción
C	Costo variable de operación más los costos por intereses respecto a los activos totales
w_1	Tasa de interés promedio ponderada de los depósitos y reportos ^a
w_2	Gastos en salarios entre el número de empleados
w_3	Costo de operación de los bienes inmuebles
y_1	Préstamos vigentes sobre activos totales
y_2	Valores respecto a activos totales
y_3	Depósitos a la vista respecto a activos totales
y_4	Financiación con garantías (reportos) respecto a activos totales
f_1	Bienes inmuebles, muebles y equipo respecto a activos totales
f_2	Bonos IPAB respecto a activos totales
f_3	Activos totales
e_1	Cartera vencida respecto a activos totales
e_2	Capital respecto a activos totales

^a Los reportos son contratos que permiten a un inversionista (reportador) adquirir temporalmente, por un monto de dinero, los títulos de crédito de otro inversionista (reportado), con la obligación de transferir al término del plazo fijado otros títulos de la misma especie y la misma suma de dinero más un premio al reportado. Los plazos de los reportos por lo general son muy cortos, de uno o varios días.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Allen, F., y D. Gale (2004), "Competition and Financial Stability", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(3), parte 2, junio, pp. 453-480.
- Arteaga, J. C. (2001), "Poder de mercado o eficiencia: Origen de las utilidades del sistema bancario mexicano de 1995 a 1999", *Ensayos XX*(1), pp. 35-48.
- Ávalos, M., y F. Hernández (2005), "Competencia bancaria en México", CEPAL.
- Bauer, P. W., A. N. Berger y D. B. Humphrey (1993), "Efficiency and Productivity Growth in U.S. Banking", H. O. Fried, C. Lovell y S. S. Schmidt (comps.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford, Oxford University Press.
- Berger, A. N. (1993), "Distribution-Free Estimates of Efficiency in the U.S. Banking Industry and Tests of the Standard Distributional Assumptions", *Journal of Productivity Analysis* 4, pp. 261-292.
- (1995), "The Profit-Structure Relationship in Banking: Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypothesis", *Journal of Money Credit and Banking* 27(2), pp. 404-431.
- , y D. B. Humphrey (1991), "The Dominance of Inefficiencies over Scale and Product Mix Economies in Banking", *Journal of Monetary Economics* 28, páginas 117-148.
- , y — (1992), "Measurement and Efficiency Issues in Commercial Banking", Z. Griliches (comp.), *Output Measurement in the Service Sector*, vol. 56, University of Chicago Press, NBER, Studies in Income and Wealth, pp. 245-279.
- , y L. J. Mester (1997), "Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions", *Journal of Banking and Finance* 21(7).
- , A. Demirguc-Kunt, R. Levine y J. Haubrich (2004), "Bank Concentration and Competition: An Evolution in the Making", *Journal of Money, Credit and Banking* 36, pp. 433-445.
- Claessens, Stijn, y Luc Laeven (2003), "What Drives Bank Competition? Some International Evidence", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(3), páginas 563-582.
- Cornwell, C., P. Schmidt, y R. C. Sickles (1990), "Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels", *Journal of Econometrics* 46 (1-2), pp. 185-200.
- Degryse, H., y S. Ongena (2007), "Competition and Regulation in the Banking Sector: A Review of the Empirical Evidence on the Sources of Bank Rents", inédito, Tilburg University.
- Ferrier, G. D., y C. A. K. Lovell (1990), "Measuring Cost Efficiency in Banking: Econometric and Linear Programming Evidence", *Journal of Econometrics* 46, pp. 229-245.

- Gavito, J., S. Sánchez y I. Trigueros (1992), "Los servicios financieros y el acuerdo de libre comercio: Bancos y casas de bolsa", Eduardo Andere y Georgina Kessel (comps.), *México y el Tratado Trilateral de Libre Comercio*, México, ITAM y McGraw-Hill.
- Gilbert, R. A. (1984), "Bank Market Structure and Competition: A Survey", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 16(4), Part 2: Bank Market Studies, noviembre, pp. 617-645.
- Green, W. H. (1990), "A Gamma Distributed Stochastic Frontier Model", *Journal of Econometrics* 46, pp. 141-163.
- Gruben, W. C., y R. P. McComb (1999), "Privatization, Competition, and Supercompetition in the Mexican Commercial Banking System", Economic Research Working Paper No. 9904, Banco de la Reserva Federal de Dallas.
- Guerrero, R., y J. L. Negrin (2006), "Eficiencia del sistema bancario mexicano 1997-2004: una estimación dinámica", *Monetaria* 3, julio-septiembre.
- Hernández-Rodríguez, C. (2005), "Is the Market Concentration and Interest Rates Relationship in the Mexican Commercial Banking Industry a Sign of Efficiency?", *EconoQuantum* I (2), pp. 7-38.
- Keeley, M. C. (1990), "Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking", *American Economic Review*, 80, pp. 1183-1200.
- Mansell Carstens, Catherine (1993), "The Impact of the Mexican Bank Reprivatizations", ponencia presentada en la Conferencia del Instituto de las Américas sobre la privatización en la América Latina, California, enero.
- Molyneux, P., y W. Forbes (1995), "Market Structure and Performance in European Banking", *Applied Economics* 27, febrero, pp. 155-159.
- Rodríguez, E. (2003), "Concentración industrial y rentabilidad de la banca en México: Evaluación posterior a la crisis de 1995", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXX, núm. 278, pp. 371-404.
- Rojas, M. (1997), "Competencia con clientes en la industria bancaria en México", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXIV, núm. 253, pp. 47-73.
- Schmidt, P., y R. C. Sickless (1984), "Production Frontiers and Panel Data", *Journal of Business and Economic Statistics* 2, pp. 367-374.
- Smirlock, M. (1985), "Evidence on the (Non) Relationship Between Concentration and Profitability in Banking", *Journal of Money Credit and Banking* 17 (1), pp. 69-83.
- Timme, S. G., y W. K. Yang (1991), "On the Use of a Direct Measure of Efficiency in Testing Structure-Performance Relationships", Working Paper, Junta de la Reserva Federal.
- Weiss, L. W. (1974), "The Concentration-Profits Relationship and Antitrust", H. M. Goldschmid, H. M. Mann y J. F. Weston (comps.), *Industrial Concentration: The New Learning*, Boston, Little Brown.