

中国银行业市场力及其变迁研究*

王国红

内容提要:本文利用 1995—2011 年在中国大陆境内运营的 125 家中外银行的非平衡面板数据,运用 Panzar-Rosse 的 H 统计值揭示了中国银行业在整个样本期间的平均市场力程度及其演变,使用分位数回归方法测量了不同规模银行的市场力。研究表明:样本期间内中国银行业的市场结构为垄断竞争型市场结构;市场力的演变呈现先下降后上升的 U 型特征;中等银行市场力最强,其次是小银行,大银行市场力最弱。本文批驳了中国银行业垄断的观点,认为中国银行业的竞争性改革已取得一定成效,但存在边际效应递减问题,需要改变竞争策略,对大银行的非效率问题,应通过分拆和加强机制转换予以解决。

关键词:银行市场力 Panzar-Rosse 模型 分位数回归

作者简介:王国红,湖北经济学院教授,430064。

中图分类号:F831.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2013)10-0070-11

一、引言及文献评述

中国银行业垄断一直为人们所诟病,为破除垄断,市场结构改革成为中国银行业“双轮驱动”改革中与产权改革并列的另外重要一轮,希望通过改革,打破四大国有商业银行的垄断局面,促进可竞争性市场的形成。从 20 世纪 80 年代新型股份制商业银行的建立,到 2006 年底取消外资银行的地域限制,再到 2012 年温州金融综合改革试验区的设立,以及 2013 年 7 月 19 日放开金融机构贷款利率管制,无不体现了中国货币当局塑造银行业可竞争性市场的努力。然而,2011 和 2012 年中国银行业报表披露的“暴利”再次遭到公众舆论的拷问(刘先云,2012;马光远,2012),矛头直指中国银行业的垄断。中国银行业是否存在垄断?用什么指标来衡量垄断?以往市场结构改革的成效到底如何?简单的价值判断无助于上述问题的回答,唯有科学地测量中国银行业的“垄断”程度,才能对上述问题做出准确的言判。经济学中真正的“垄断”在现实中十分少见,这里的“垄断”准确地讲应该称之为市场力。鉴于市场结构指标(如市场份额和市场集中度)并不能准确地刻画市场力程度(Claessens 和 Laeven,2004),本文以银行业市场力分析为核心,运用 Panzar-Rosse 的 H 统计值测量中国银行业 1995—2011 年的市场力及其演变;同时,考虑到不同规模银行所拥有的市场力差异,使用分位数回归技术来测量不同规模银行的市场力,力求回答如下问题:(1)中国银行业目前到底有多大的市场力?(2)这一样本期间中国银行业的市场力发生了怎样的演变?(3)不同规模银行的市场力有多大?(4)中国银行业市场力主要来源于什么因素,对此下一步该如何

* 基金项目:“新形势下银行并购问题研究”(09CJY048)。感谢匿名评审人的宝贵建议,当然文责自负。

改革?

理论上讲,测量市场力最直接的指标是价格成本边际(Price-Cost Margin,PCM);但在金融市场上,价格成本边际通常不可得。于是,只能用代理指标来测度银行市场力。对这些代理指标的分析,主要有三种理论范式:哈佛学派的结构—行为—绩效范式(简称 SCP 范式)、芝加哥学派的效率—结构范式(简称 ESH 范式)和新实证主义的产业组织理论范式(简称 NEIO 范式)。前两种范式使用的实证方法称为结构方法,使用的代理指标包括行业集中度指数(CR_n)、赫芬达尔指数(HHI)、海纳—凯指数(HKI)、嫡指数(EI)、基尼系数、支配力指数(Dominance Index,DI)等;后一种范式使用的实证方法称为非结构方法,主要包括四种非结构模型:Iwata(1974)模型、Lau(1982)和 Bresnahan(1982)模型、Panzar 和 Rosse(1987)模型(以下简称 PR 模型)以及 Boone(2004)模型。结构方法作为传统产业组织理论的经典实证方法,在 20 世纪 50 年代以来得到广泛的运用,但如今遭到越来越多的批评。如 Claessens 和 Laeven(2004)认为,用机构数量和集中度比率来衡量市场结构的竞争程度并不恰当,市场集中度与竞争程度并不必然相关。随着结构方法的日益式微,非结构实证方法则越来越受到学者们的青睐,成为目前银行业市场力测量的主要方法,尤其是 PR 模型。

PR 模型通过计算 H 统计值来判断银行市场力,这一方法基于 Iwata(1974)、Lau(1982)、Bresnahan(1982)以及 Panzar 和 Rosse(1987)对市场力的检测。运用这种方法对银行业市场力进行的实证研究始于 Shaffer(1982),他分析了美国纽约银行业的市场力状况;此后运用 H 统计值研究银行市场力的文献越来越多,代表性的有: Bikker 等(2012)、Coccorese(2012)、Angelini 和 Cetorelli(2003)等。这些研究既有跨国比较研究(Bikker 等,2012),也有对具体国别的研究;既有对发达国家银行业的研究(Coccorese,2012),也有对发展中国家银行业的研究(Yildirim 和 Philippatos,2007)。除 Molyneux 等(1994)对意大利银行市场的分析是垄断结构,以及少数年份某一国家银行业的市场结构是完全竞争或垄断外,大多数学者对发达国家银行业市场力的结论是垄断竞争。但对发展中国家银行业市场结构的判断存在较大分歧,既有垄断或寡头垄断的判断,也有垄断竞争的结论。

国内对银行业市场力(或竞争)的研究,2005 年以前的研究大多运用市场结构指标来研究中国银行业,即将哈佛学派的 SCP 范式运用于中国,检验中国银行业的绩效(如李华民,2005);2005 年后非结构性指标逐渐占据主流,成为中国银行业市场力测度的主要工具,尤以 H 统计值和勒纳指数的研究居多。国内学者运用 H 统计值代表性的有:陈晓卫(2012)、王国红和何德旭(2010)、黄隽和汤珂(2008)、李伟和韩立岩(2008)等,这些研究大都得出了中国银行业市场力强的结论。

国外学者对中国银行业市场力的研究往往使用 BankScope 数据库,使用过程中通常存在样本和数据不全甚至失真的现象,表现在:(1)样本不当。在当前中国金融业分业经营的条件下,分析中国银行业的市场力,所选样本应尽可能同质;由于 BankScope 数据库涵盖的金融机构类型众多,有中央银行、商业银行,还有储蓄银行、政策性银行、农村信用社、信托投资公司和财务集团公司等,如果不加选择地放在一起,必然导致估计失误。第二,数据缺失严重。BankScope 数据库中,很多家中国银行的数据仅有少量的几年,仅有的几年中还存在贷款损失准备金比率、不良贷款率等数据不全的现象,这种信息的损失导致估计的偏误。国内学者对中国银行业市场力(绝大多数使用银行竞争这一称呼)的研究,一是样本量偏小,往往只有 13~16 家银行,二是时间跨度都只有 10 年左右,在这种情况下,一旦考虑变量的内生性问题,使用滞后工具变量,这样估计出来的结论难以令人信服。因此,为了克服国内外学者在样本选择和数据处理上的不足,本文采取如下措施:第一,使用历年的 BankScope 数据库以扩大样本容量。某一年的 BankScope 数据库往往涵盖的期限

较短,逐年累积的 BankScope 数据库则可以涵盖较长的期限。(2)对数据库中的缺失值,通过查阅该行当年的年报补充。(3)剔除中国人民银行、三家政策性银行、财务集团公司、信托投资公司、证券公司等金融机构,尽可能使样本中的机构同质。第四,剔除时间跨度不足 5 年的银行。第五,使用非平衡面板数据,这样的样本更能反映中国银行业市场力的现实。

除上述在样本和数据筛选上的改进外,本文的贡献还表现在:第一,使用一个参数方法估计中国银行业市场力的变迁。PR 模型的 H 统计值计算的是整个样本期间的平均市场力,并不能直接计算历年的市场力水平,本文引入三个非线性函数,采用非线性回归技术估计中国银行业市场力的变迁;第二,抛弃以往学者采用的将银行规模按资产分类,然后分类计算其市场力的做法,使用分位数回归技术测量不同规模银行的市场力,这种方法能保证在样本量不减少的情况下更准确地估计不同规模银行的市场力。

二、模型与数据

(一)实证模型构建

PR 模型将劳动力、金融资本、物质资本作为基本投入品,建立一个简约形式的收入方程(Reduced-Form Revenue Equation),以收入(或利息收入)作为因变量,以劳动力、金融资本、物质资本以及其他银行特性的指标作为自变量,在利润最大化的假定下,通过考核收入变量对三大投入品变量的弹性和来衡量银行业的市场力程度,并将这一弹性和命名为 H 统计量。

PR 模型假定:(1)银行在长期均衡市场上经营,且是一个追求利润最大化的经营实体;(2)银行的绩效受市场中其他参与者的行动影响(完全垄断市场除外);(3)成本结构同质,生产函数是标准的柯布一道格拉斯函数(具有固定规模回报);(4)需求价格弹性大于 1。

参照 Gelos 和 Roldos(2004)以及 Buchs 和 Mathisen(2005)的方法,我们使用下面的收入方程:

$$\ln II = \alpha + \beta \ln PF + \gamma \ln PL + \delta \ln PK + \eta_1 \ln LOAN_TA + \eta_2 \ln UEA_TA + \eta_3 \ln DPS_F + \eta_4 \ln EQ_TA + \eta_5 \ln OI_II + \eta_6 \ln RNLP + \eta_7 \ln GDPPC + \xi BANK_dum + \varepsilon \quad (1)$$

其中,被解释变量为利息收入(II),解释变量为年资金成本(PF)、年人工成本(PL)、年物质资本成本(PK)。有五类控制变量,一是信用风险控制变量,包括贷款资产比率(LOAN_TA)、负债资金比率(DPS_F)、权益资产比率(EQ_TA)、不良贷款拨备覆盖率(RNLP);二是资产组合控制变量(非盈利资产比率(UEA_TA));三是经营模式控制变量(中间业务占比(OI_II));四是宏观经济控制变量(人均 GDP(GDPPC));五是不同类型银行的虚拟变量(BANK_dum),五大银行其值为 1,其他银行其值为 0。 ε 为随机误差项。除虚拟变量外,其他变量均经过对数化处理以缓解异方差的影响。以上变量的涵义和计算见表 1。

PR 模型假设银行在长期均衡市场上经营,因此在计算 H 统计值之前,必须进行竞争均衡性检验,即检验银行是否在长期均衡市场上经营。此时,银行业的资产回报率应等于市场风险回报率,即资产回报率应与投入要素成本无关,竞争均衡性的检验模型为:

$$\ln(1 + ROA) = \alpha + \beta \ln PF + \gamma \ln PL + \delta \ln PK + \eta_1 \ln LOAN_TA + \eta_2 \ln UEA_TA + \eta_3 \ln DPS_F + \eta_4 \ln EQ_TA + \eta_5 \ln OI_II + \eta_6 \ln RNLP + \eta_7 \ln GDPPC + \xi BANK_dum + \varepsilon \quad (2)$$

其中,ROA 表示资产回报率(净利润/总资产),因为 ROA 可能为负数,^①效仿 Claessens 和

^① 中国农业银行 1998 和 1999 年 ROA 为负数,广东发展银行 2006 年 ROA 为负数。

Laeven(2004)的做法,我们将(1+ROA)作为被解释变量。^① 其他变量与模型(1)相同。

(二)数据描述

样本数据来源于 BankScope 数据库、国泰安金融财经数据库、各银行网上公布的定期报告以及中国国家统计局网站。BankScope 数据库中 218 家在中国大陆境内运营的中外金融机构(包括证券公司、信托投资公司等非银行金融机构),为了保证分析样本尽可能同质,我们剔除中国人民银行、三家政策性银行、证券公司、财务集团公司、信托投资公司等机构。选择的时间跨度为 1995—2011 年,以 1995 年为样本的起点,是因为 PR 模型假设银行是追求最大利润的经济实体,中国 1994 年成立三家政策性银行,可将此后的中国银行企业大致认为是追求利润最大化的实体。对 BankScope 数据库缺失的数据,逐一从各银行网上公布的定期报告和国泰安金融财经数据库中查找。如果这样弥补后仍不足 5 年数据,则剔除这一银行。最后剩下 125 家银行,包括 5 家大型股份制银行、11 家全国性商业银行、1 家邮政储蓄银行、12 家农村商业银行(或农村合作银行)、20 家外资银行和 76 家区域性商业银行。最终的样本为在中国大陆境内运营的 125 家中外资银行 1995—2011 年的非平衡面板数据,共 1126 组数据。对外资银行的数据(一般以美元或港元计价),按当年年底的外汇牌价予以调整。所有的绝对值数据均以 1995 年为基期,使用 GDP 平减指数进行调整,剔除物价的影响。同时,为了减轻极端值的影响,所有的数据(除虚拟变量)均使用 winsorized 技术处理离群值。主要变量的描述性统计见表 1:

表 1 变量描述性统计

变 量	观察数	均值	标准差	最小值	最大值	涵 义
PF	1126	0.0182	0.0152	0.000574	0.389	利息支出/(存款+短期负债),表示资金成本
PL	1126	0.0208	0.0137	0.000986	0.372	(利息支出+非利息支出)/(存款+贷款),表示人工成本
PK	1126	2.085	4.308	0.00947	46.86	非利息支出/固定资产,表示物质资本成本
LOAN_TA	1126	0.517	0.114	0.0732	0.881	顾客贷款/总资产,代表信用风险
UEA_TA	1126	0.0672	0.0746	0.00199	0.569	非盈利资产/总资产,反映资产组合特征
GDPPC	1126	13358	4463	5046	20264	人均 GDP,反映宏观经济特性
DPS_F	1126	0.837	0.398	0.0187	9.350	顾客存款/(顾客存款+短期资金),捕捉资金组合特征
EQ_TA	1126	0.0815	0.0942	8.00e-05	0.872	股东权益/总资产,衡量银行的风险偏好
OI_II	1126	0.101	0.0693	0.00231	0.441	其他收入/利息收入,衡量中间业务占比
RNLP	1126	0.0222	0.0173	9.00e-05	0.197	不良贷款拨备覆盖率
II	1126	11493	36659	3.737	339619	利息收入
ROA	1126	0.00866	0.00792	-0.0653	0.112	资产收益率

三、中国银行业市场力的实证检验

(一)面板数据的单位根检验

为避免伪回归,回归前,首先对面板数据进行平稳性检验。为增强检验的稳健性,我们同时使

^① 对中国而言,使用 ROA 比 ROE 更恰当,因为中国银行业的所有者权益很少,而且 ROE 容易遭受政府再资本化的这种人为的干扰。

用 IPS 检验 (Im-Pesaran-Shin test) 和 PP-Fisher 检验对变量进行单位根检验, 并且对含截距项和带时间趋势模型进行检验, 以综合考虑各个统计检验的结果^①。

如果单位根检验的结果为平稳序列, 则可对原序列直接进行固定效应或随机效应检验; 如果面板数据非平稳, 但具有同阶单位根, 则需对面板数据进行协整检验, 检验它们是否具有长期的均衡关系, 并利用动态最小二乘法进行系数的估计。单位根检验的结果见表 2。从表 2 的结果看, 只有人均 GDP 这一变量不能通过原假设, 即存在单位根的可能, 通过对这一变量进行一阶差分处理后发现没有了单位根, 即可认为是平稳序列。下面的模型统一用人均 GDP 的一阶差分变量替代人均 GDP。

表 2 变量的单位根检验

变 量	IPS (c,0)	IPS (c,t)	PP-Fisher (c,0)	PP-Fisher (c,t)
LnII	6.4492 (1.0000)	-21.283 (0.0000)	5.3256 (0.0000)	14.0134 (0.0000)
lnPF	-6.8692 (0.0000)	0.9561 (0.8305)	13.4662 (0.0000)	4.2321 (0.0000)
lnPK	-3.4374 (0.0000)	0.7658 (0.6325)	13.5924 (0.0000)	22.0593 (0.0000)
lnPL	-8.4679 (0.0000)	0.7215 (0.7647)	17.9659 (0.0000)	2.8690 (0.0021)
lnLOAN_TA	0.5285 (0.7014)	-1.345 (0.0493)	5.8303 (0.0000)	13.9663 (0.0000)
lnUEA_TA	-1.2117 (0.1128)	-12.2048 (0.0000)	5.8655 (0.0000)	15.5801 (0.0000)
lnDPS_F	-46.8241 (0.0000)	-80.6829 (0.0000)	23.5735 (0.0000)	29.9413 (0.0000)
lnEQ_TA	-2.7006 (0.0035)	-12.5673 (0.0000)	10.97 (0.0000)	23.8603 (0.0000)
lnOI_II	-10.0908 (0.0000)	-15.5308 (0.0000)	29.5848 (0.0000)	35.6257 (0.0000)
lnGDPPC	15.2334 (1.0000)	-0.2870 (0.3870)	-5.0703 (1.0000)	24.0805 (0.0000)
D_lnGDPPC	-6.9447 (0.0000)	-0.3426 (0.0000)	18.0682 (0.0000)	-4.1318 (1.0000)
lnRNLP	-4.9838 (0.0000)	-1.4574 (0.0725)	14.6782 (0.0000)	9.1855 (0.0000)

注: (1)(c,0)表示只含截距项,不含趋势项;(c,t)表示既含截距项,又含趋势项。(2)括号中的值为 p 值。(3)D_lnGDPPC 为人均 GDP 对数形式的一阶差分。

^① 没有使用其他检验的原因在于 LLC 检验 (The Levin-Lin-Chu test)、HT 检验 (The Harris-Tzavalis test)、Breitung 检验以及 Hadri 拉格朗日最小乘子检验都要求严格的平衡面板数据 (strongly balanced data), 而本文使用的是非平衡面板数据。

(二)模型设定和均衡性检验

首先将固定效应模型与混合回归模型进行对比,发现固定效应模型的 F 统计值的 p 值显著为 0,说明固定效应模型优于混合回归模型;再将随机效应模型与混合回归模型对比,使用 B-P 检验 (Breusch-Pagan test)发现,B-P 值等于 1809.42,p 值为 0,说明随机效应模型明显优于混合回归模型;最后对固定效应模型和随机效应模型使用 Hausman 检验,Hausman 值为 183.97,p 值为 0,表明固定效应模型优于随机效应模型。回归和检验结果见表 3。

表 3 模型设定和均衡检验

变 量	混合回归模型 lnII	固定效应模型 lnII	随机效应模型 lnII	均衡检验 ln(1+ROA)
LnPF	0.803*** (6.54)	0.866*** (12.53)	0.907*** (12.17)	0.00340*** (4.79)
lnPK	0.159*** (4.05)	0.619*** (18.15)	0.517*** (14.83)	0.00127*** (4.25)
lnPL	-0.517** (-2.95)	-0.802*** (-8.28)	-0.785*** (-7.50)	-0.00221* (-2.21)
lnLOAN_TA	-0.278 (-1.66)	-0.554*** (-5.12)	-0.628*** (-5.45)	-0.00518*** (-4.89)
lnUEA_TA	-0.114** (-3.22)	-0.0875*** (-4.20)	-0.0847*** (-3.78)	-0.000356 (-1.69)
lnDPS_F	0.212 (1.55)	-0.0425 (-0.48)	0.121 (1.30)	0.00357*** (4.19)
lnEQ_TA	-1.281*** (-20.01)	0.0592 (1.27)	-0.135** (-2.78)	0.00269*** (6.20)
lnOI_II	0.270*** (4.98)	0.305*** (10.21)	0.319*** (9.91)	0.000835** (2.72)
D_lnGDPPC	-8.999*** (-3.64)	0.994 (0.89)	0.651 (0.53)	0.0155 (1.28)
lnRNLP	0.141* (2.43)	0.150*** (4.77)	0.154*** (4.52)	-0.000520 (-1.59)
BANK_dum	4.069*** (30.74)		4.795*** (12.63)	-0.000426 (-0.23)
_cons	6.249*** (10.69)	8.502*** (24.42)	7.670*** (20.11)	0.0160*** (4.58)
N	996	996	996	996
adj. R ²	0.623	0.493		
B-P test	1809.42(p=0.0000)			
Hausman test	183.97(p=0.0000)			

注:括号内的值为 t 值,* p<0.05,** p<0.01,*** p<0.001。

从表 3 中可看出固定效应模型估计的系数很显著,因此,对中国银行业市场力的回归分析宜采用固定效应模型进行分析。表 3 最后一列为竞争均衡性检验,均衡性检验的原假设 $H_0: H=0$ (均衡),备择假设 $H_1: H<0$ (不均衡)。从表 3 反映出的 H 统计值看, $H=\beta+\gamma+\delta=0.0034-0.00221+0.00127=0.00246$,可以认为中国银行业在均衡环境中经营。

(三)中国银行业样本期间的平均市场力研究

在表 3 中,固定效应模型回归的年均资金成本系数 β 为 0.866,年均人力成本系数 γ 为 -0.802,年均物质资本成本系数 δ 为 0.619,因此,中国银行业样本期间的 H 统计值为 0.683($\beta+\gamma+\delta=0.866-0.802+0.619$),表明样本期间中国银行业的市场结构为垄断竞争,但市场力较强,竞争偏弱。值得注意的是,这三种投入品价格弹性反映出一个有意义的问题:资金投入和物质资本投入与银行的收入正相关,而人力资本投入与收入负相关,说明中国银行业对人力资本的使用效率低下,人浮于事现象严重。此外,比分析平均市场力更有意义的是,我们想知道中国银行业市场力的动态演进轨迹,从而分析改革绩效,以便采取有针对性的措施。

(四)中国银行业市场力的变迁

使用 PR 模型研究银行业市场力的演变,有以下方法:第一,计算每一年的 H 统计值。Molyneux 等(1994)和 Angelini 和 Cetorelli(2003)曾用过这一方法,这一方法的不足在于 H 统计值波动大,没有明显的趋势;同时难以保证每一年银行运营在长期均衡水平上。第二,迭代最小二乘法。起初使用几年的数据计算 H 统计值,然后每次添加一年计算相应的 H 统计值。第三,参数法。在模型(1)中加入一个依赖时间的参数,并假设长期均衡的市场结构随时间而缓慢变化。由于时间对市场力的影响未知,假设时间对市场力产生一次、二次方和三次方的影响,则可将模型(1)改为下面三个方程:

$$\ln II = \alpha + (\beta \ln PF + \gamma \ln PL + \delta \ln PK) \times \exp(\zeta \times TIME) + \eta_1 \ln LOAN_TA + \eta_2 \ln UEA_TA + \eta_3 \ln DPS_F + \eta_4 \ln EQ_TA + \eta_5 \ln OI_II + \eta_6 \ln RNLP + \eta_7 D_lnGDPPC + \xi BANK_dum + \epsilon \quad (3)$$

$$\ln II = \alpha + (\beta \ln PF + \gamma \ln PL + \delta \ln PK) \times \exp(\zeta_1 \times TIME + \zeta_2 \times TIME^2) + \eta_1 \ln LOAN_TA + \eta_2 \ln UEA_TA + \eta_3 \ln DPS_F + \eta_4 \ln EQ_TA + \eta_5 \ln OI_II + \eta_6 \ln RNLP + \eta_7 D_lnGDPPC + \xi BANK_dum + \epsilon \quad (4)$$

$$\ln II = \alpha + (\beta \ln PF + \gamma \ln PL + \delta \ln PK) \times \exp(\zeta_1 \times TIME + \zeta_2 \times TIME^2 + \zeta_3 \times TIME^3) + \eta_1 \ln LOAN_TA + \eta_2 \ln UEA_TA + \eta_3 \ln DPS_F + \eta_4 \ln EQ_TA + \eta_5 \ln OI_II + \eta_6 \ln RNLP + \eta_7 D_lnGDPPC + \xi BANK_dum + \epsilon \quad (5)$$

模型(3)(4)(5)对应的 H 统计值分别为:

$$H(TIME) = (\beta + \gamma + \delta) \times \exp(\zeta \times TIME)$$

$$H(TIME) = (\beta + \gamma + \delta) \times \exp(\zeta_1 \times TIME + \zeta_2 \times TIME^2)$$

$$H(TIME) = (\beta + \gamma + \delta) \times \exp(\zeta_1 \times TIME + \zeta_2 \times TIME^2 + \zeta_3 \times TIME^3)$$

本文采用第三种方法,将第二种方法作为对第三种方法的稳健性检验。三种模型的非线性回归结果见表 4。

从三种模型的回归结果看,虽然模型(5)的调整 R^2 最高,但回归系数的显著性不好,特别是 ζ_1 、 ζ_2 、 ζ_3 不显著;模型(4)不仅调整 R^2 高,而且 ζ_1 、 ζ_2 非常显著,因此,综合起来看,可认为模型(4)较好地模拟了市场力随时间的动态变化。根据模型(4)的回归结果可计算出中国银行业市场力的变迁(见表 5)。

表 4 模型(3)(4)(5)的非线性回归结果

系数	模型(3) lnII	模型(4) lnII	模型(5) lnII
α	6.179*** (12.91)	5.210*** (12.32)	4.752*** (12.73)
β	0.753*** (4.81)	0.212** (2.98)	0.284** (2.98)
δ	0.0612 (1.19)	-0.0101 (-0.47)	0.000218 (0.01)
γ	-0.0578 (-0.27)	0.0213 (0.27)	-0.00834 (-0.08)
ξ_1	-0.0297*** (-4.90)	0.236*** (4.01)	0.0146 (0.19)
η_1	-0.298 (-1.93)	0.0758 (0.51)	0.139 (0.94)
η_2	-0.0789* (-2.43)	-0.149*** (-4.73)	-0.166*** (-5.26)
η_3	0.109 (0.99)	-0.0261 (-0.25)	-0.0331 (-0.32)
η_4	-1.214*** (-21.22)	-1.358*** (-24.56)	-1.377*** (-24.99)
η_5	0.323*** (7.14)	0.192*** (4.40)	0.162*** (3.69)
η_6	0.0446 (0.84)	0.115* (2.28)	0.114* (2.27)
ξ	4.362*** (34.59)	4.100*** (33.98)	4.102*** (34.26)
ξ_2		-0.0111*** (-4.23)	0.0196 (1.55)
ξ_3			-0.00161* (-2.54)
N	1126	1126	1126
adj. R ²	0.633	0.672	0.676

注:(1)括号中的值为t值。(2)由于非线性回归不允许变量存在缺省值,我们将人均GDP的一阶差分去掉,因此表4中没有这一变量。(3)使用非线性最小二乘法估计。
(4)* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

H统计值反映的是银行业的竞争程度,它与市场力成反比,从表5可看出,样本期间中国银行业市场力的演变呈现U型变化特征,1995年市场力最高,随后市场力逐步回落,到2006年市场力最低,此后,市场力又开始缓慢回升,但始终远远低于初始的市场力水平。说明中国银行业的竞争性改革已取得了一定成效,但仍需继续深化改革。从2007年开始,中国银行业的市场力开始缓慢上升,说明此前的竞争性改革存在边际递减效应,也就是说此前中国银行业主要采取的引入新的竞争主体(包括新型的股份制商业银行和外资银行)的改革措施需要调整。

(五)不同规模银行的市场力

对银行规模与市场力关系的研究,理论研究 with 实证研究不符。理论文献通常认为银行规模与市场力正相关,而实证文献正好相反。对银行规模与市场力的关系,有的学者用PR模型分别对不同规模的银行计算H统计值,然后判定它们的市场力强弱。这一方法有两个不足:第一,对银行个体数量并不大的样本,按规模分类后样本数量更少,估计的结论不具有说服力;第二,不同组别计算出的H统计值并不能简单比较来判断市场力的强弱。分位数回归则能克服上面的两个不足,它并不就某一段来回归,而是涵盖整个样本,避免了样本量的损失。我们将利息收入作为银行规模的代理指标,分析利息收入居于100 τ %位置上的最小银行投入品价格怎样影响其利息收入, τ 的值域为[0,1]。 $H = H(\tau) = \beta(\tau) + \gamma(\tau) + \delta(\tau)$,低分位数的H值反映小银行的H统计值,高分位数的H值反映大银行的H统计值。利用带自举法标准误(Bootstrap Standard Errors)的分位数回归,计算出的不同规模银行的市场力见表6。

表 5 中国银行业 1995—2011 年市场力的变迁

time	2011	2010	2009	2008	2007	2006	2005	2004	2003
H_t	0.5682	0.633	0.6898	0.7352	0.7664	0.7813	0.7790	0.7597	0.7246
time	2002	2001	2000	1999	1998	1997	1996	1995	
H_t	0.676	0.6168	0.5504	0.4803	0.41	0.3424	0.2795	0.2232	

注:每年的 H 统计值根据 $H(TIME) = (\beta + \gamma + \delta) \times \exp(\zeta_1 \times TIME + \zeta_2 \times TIME^2)$ 计算, TIME 等于计算年份与 1995 年的差额,其他系数值来自模型(4)的回归结果。

表 6 不同规模银行的市场力

变量	$\tau=0.1$ lnII	$\tau=0.2$ lnII	$\tau=0.3$ lnII	$\tau=0.4$ lnII	$\tau=0.5$ lnII	$\tau=0.6$ lnII	$\tau=0.7$ lnII	$\tau=0.8$ lnII	$\tau=0.9$ lnII
lnPF	0.664*** (4.57)	0.902*** (6.09)	1.021*** (5.68)	0.953*** (6.70)	0.913*** (11.19)	0.889*** (5.32)	0.656** (2.77)	0.735* (2.56)	0.860** (3.07)
lnPK	-0.0351 (-0.47)	0.137 (1.72)	0.251*** (3.32)	0.277*** (3.50)	0.237*** (4.56)	0.245*** (4.75)	0.233* (2.58)	0.196 (1.90)	0.265*** (5.21)
lnPL	-0.163 (-0.78)	-0.612* (-2.44)	-0.878** (-3.16)	-1.078*** (-4.47)	-0.893*** (-6.45)	-0.876** (-3.07)	-0.475 (-1.34)	-0.339 (-1.05)	-0.545 (-1.93)
H	0.4659	0.427	0.394	0.152	0.257	0.258	0.414	0.592	0.58

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

从表 6 反映的结果看,中等规模银行 H 统计值最小,竞争最弱,从而市场力最强;小规模银行的 H 统计值较大,竞争较强,市场力较小;大规模银行的 H 统计值最大,竞争最强,市场力最小。这一结论完全不同于国外学者的研究,国外学者要么认为市场力与规模成正比,或成反比;要么认为市场力与规模成 U 型,大银行和小银行的市场力强,中等规模银行的市场力弱;而本文的结论是大银行和小银行的市场力弱,中等规模银行的市场力强。对此可能的解释在于大银行由于规模大,存在规模不经济,效率低下,因此,与效率相关的市场力最小;小银行虽然经营机制灵活,但达不到规模经济,同样与效率相关的市场力弱;中等规模银行不仅经营机制灵活,而且存在规模经济,市场力最强。这一解释也印证了前面分析的中国银行业人浮于事的低效率现象。

(六) 稳健性检验

为了验证本文结论的稳健性,使用以下三种稳健性检验:第一,使用 1995—2011 年的平衡面板数据检验中国银行业的平均市场力。使用非平衡面板数据增大了样本容量,对中国银行业市场力的分析更接近现实。但由于是非平衡面板数据,样本前几年涵盖的银行少于后面涵盖的银行,这样估计出的 H 统计值会因样本大小的不同而呈现时间上的波动。因此,我们使用 1995—2011 年的平衡面板(涵盖 16 家全国性股份制银行)进行稳健性分析。第二,对均衡性检验,使用经过风险调整的 ROA,^①检验样本期间中国银行业是否在长期均衡水平上运营。第三,使用迭代最小二乘法检验中国银行业市场力的变迁。起初使用前 3 年的数据(即 1995—1997 年)计算 H 统计值,然后每次添加一年计算相应的 H 统计值。研究发现,不管是哪一种稳健性检验都可以得到与本文结论类似的结论。

^① 风险调整的 ROA = $\frac{ROA}{\sigma(ROA)}$, 其中分母表示 ROA 的标准差。

四、结论和建议

本文利用1995—2011年在中国大陆境内运营的125家中外资银行的非平衡面板数据,使用PR模型的H统计值分析了样本期间中国银行业的市场力。研究表明:(1)样本期间中国银行业的市场结构为垄断竞争型市场结构,但存在竞争不强,市场力偏大的问题。(2)样本期间内中国银行业的市场力呈现U型曲线特征,1995—2006年期间中国银行业市场力不断下降,2007年至今中国银行业市场力呈现缓慢攀升的态势。可能的原因有两个:一是中国银行业的竞争性改革取得了一定成效,但同时存在边际效应递减的趋势;另一是市场力缘自于中国银行业整体效率的提高。(3)对中国银行业而言,中等规模银行市场力最强,其次是小银行,大银行市场力最小。(4)结合(2)和(3),可以得出这样初步的判断,即中国银行业的市场力来自于效率,而非垄断力。因此,对中国银行业“暴利”的争论,大致可认为:中国银行业不存在垄断,“暴利”的原因一方面是效率使然,另一方面也来自于政府的利率管制。简单地将这种所谓的“暴利”归因于“垄断”,有失偏颇。虽然不存在垄断,但仍需注意市场力缓慢上升和市场力强的问题,对此,提出相应的政策建议。

1. 在放开贷款利率管制的同时,还应大力推进存款利率管制的放开。官定利率导致的存贷利差过大是中国银行业市场力偏高的可能原因,削减中国银行业偏高的市场力需要采取切实可行的利率市场化的政策。目前贷款利率管制已放开,存款利率市场化改革也应积极推进。

2. 转变竞争性改革措施,扭转改革的边际效应递减状况。中国银行业一直以来将引进新的金融机构作为增强银行业竞争的主要措施,但本文分析认为,2007年以来,这种竞争性改革措施并没有起到增强竞争的作用,因此需要改变策略,建议:第一,从需求边着手,加强金融消费者教育,建立存款保险制度,健全对金融消费者的保护;同时,降低银行业不合理的转换成本,促进银行机构之间的竞争。第二,从供给边着手,消除不当的规制性进入障碍,鼓励民营资本以多种形式进入金融业。

3. 加快银行机构经营体制和盈利模式的转型。大银行市场力最小的原因缘自于其效率低下,人浮于事的现状。对此,一是加快大银行经营体制机制的转化;另一是在条件成熟时,分拆大银行,这样既可以增加竞争,又可以提高银行的效率。

4. 加快资本市场的发展。中国人民银行《2012年社会融资规模统计数据报告》显示,2012年全社会融资规模为15.76万亿元,其中银行融资就达11.45万亿元,占比72.65%。在银行融资占绝对主体的情况下,势必带来银行业的强市场力,只有加快资本市场的发展,增强融资方的选择权,才能增强中国银行业的竞争性。

参考文献:

1. 陈晓卫:《我国银行业竞争与银行效率关系研究》,《预测》2012年第2期。
2. 黄隽、汤珂:《商业银行竞争、效率及其关系研究——以韩国、中国台湾和中国大陆为例》,《中国社会科学》2008年第1期。
3. 李华民:《寡头均衡、绩效改善与金融稳定——中国银行业结构变迁的政策取向》,《金融研究》2005年第8期。
4. 李伟、韩立岩:《外资银行进入对我国银行业市场竞争度的影响:基于Panzar-Rosse模型的实证研究》,《金融研究》2008年第5期。
5. 马光远:《银行是“伪竞争真垄断”》,《中国经济导报》2012年11月3日。
6. 王国红、何德旭:《外资银行进入中国市场的竞争效应研究》,《财经问题研究》2010年第7期。
7. Angelini, P. and Cetorelli, N., The Effects of Regulatory Reform on Competition in the Banking Industry. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 35, No. 5, 2003, pp. 663—684.
8. Bikker, A., S. Shaffer and L. Spierdijk, Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Cost, and Equilibrium. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 94, No. 4, 2012, pp. 1025—1044.

9. Boone, J. , A New Way to Measure Competition. CEPR Discussion Paper, No. 4330, 2004.
10. Bresnahan, T. F. , The Oligopoly Solution Concept Is Identified. *Economics Letters*, Vol. 10, No. 1-2, 1982, pp. 87-92.
11. Buchs, T. and Mathisen, J. , Competition and Efficiency in Banking; Behavioral Evidence from Ghana. IMF Working Paper , No. 17, 2005.
12. Claessens, S. and Laeven, L. , What Drives Bank Competition? Some International Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, No. 3, 2004, pp. 563-584.
13. Coccoresse, P. , Information Sharing, Market Competition and Antitrust Intervention: A Lesson from the Italian Insurance Sector. *Applied Economics*, Vol. 44, No. 3, 2012, pp. 351-359.
14. Gelos, R. G. , and J. Roldos, Consolidation and Market Structure in Emerging Market Banking System. *Emerging Markets Review* 5, No. 1, 2004, pp. 39-59.
15. Iwata, G. , Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly. *Econometrica*, Vol. 42, No. 5, 1974, pp. 947-966.
16. Lau, L. J. , On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data. *Economics Letters*, Vol. 10, No. 1-2, 1982, pp. 93-99.
17. Molyneux, P. , D. M. Lloyd-Williams and J. Thornton, Competitive Conditions in European banking. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 18, No. 3, pp. 445-459.
18. Panzar, J. C. , and Rosse, J. N. , Testing for "Monopoly" Equilibrium. *Journal of Industrial Economics*, Vol. 35, No. 4, 1987, pp. 443-456.
19. Shaffer, S. , A Non-structural Test for Competition in Financial Markets. In: *Proceedings of a Conference on Bank Structure and Competition. Federal Reserve Bank of Chicago*, 1982, pp. 225-243.
20. Yildirim, H. S. , and G. C. Philippatos, Restructuring, Consolidation and Competition in Latin American Banking Markets. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 31, No. 3, 2007, pp. 629-639.

Research on the Power of China's Banking Market and Its Evolution

WANG Guohong (Hubei University of Economics, 430064)

Abstract: This paper applies the Panzar-Rosse's H statistics to measure the power of China's banking market and its evolution, using the unbalanced panel data of 125 banks operating in Chinese mainland from 1995 to 2011. At the same time, the market power of banks in different scale is measured by quantile regression method. The results show that the market structure is monopolistic competition in China's banking industry during 1995-2011; the evolution of market power characters U-type profile; the market power of medium-sized banks is the strongest, followed by small banks, while the big banks are the weakest. The paper points out that the competitive reform has achieved some success by refusing the monopoly view about China's banking, but there is diminishing marginal effect problem. Competitive strategies should be changed. For the inefficiency of the big banks, it should be addressed by divestiture and mechanism transformation.

Keywords: Power of Banking Market, Panzar-Rosse Model, Quantile Regression

责任编辑:原 宏