中国银行业市场竞争程度及其顺周期性*
——以勒纳指数为衡量指标的重新考察

李国栋[1],惠亨玉[2],肖俊极[1]
(1.上海财经大学 经济学院,上海 200433;2.上海甫瀚投资管理咨询有限公司,上海 200031)

摘　要:准确判断中国银行业市场竞争程度及其特点,对于把握中国银行业改革方向以及金融安全问题有着重要意义。文章首次以勒纳指数为衡量指标,运用新实证产业组织理论对中国银行业 1994－2006 年市场竞争程度进行研究。结果表明:中国银行业在 1994 年到亚洲金融危机前处于高度竞争状态,危机后到入世前市场竞争程度下降,入世后市场竞争程度有显著加强。市场竞争程度存在明显的顺经济周期特点,中国应密切关注银行信贷竞争的顺周期性以确保宏观经济的稳定运行。

关键词:中国银行业;市场竞争程度;勒纳指数;顺周期性

中图分类号:F830.4　**文献标识码**:A　**文章编号**:1001-9952(2009)03-0016-11

一、引　言

长期以来中国银行业的一个显著特征是高度集中的市场结构,资产、信贷、收入、经营网点等都明显地集中于四大国有银行。但理论界对这一市场结构下的市场竞争程度有着不同的判断,并因此得出市场结构改革论与产权结构改革论两种不同的主张(贺春晓,2004),而产权结构改革论则对 SCP 范式的适用性提出了质疑。人们转而使用以利润最大化为理论基础的非结构主义分析方法来研究行业市场竞争程度,Panzar-Rosse 模型便是其一(Panzar 和 Rosse,1987)。该模型通过计量回归得出 H 指数,H 值越大,市场竞争越激烈。一个值得注意的结论是,中国银行业 1999－2003 年的 H 值比 1993－1998 年的 H 值小,市场竞争程度在 1998 年后有所下降(赵子铱、彭琦、邹康,2004)。由于样本中银行数目不多,这种估计对模型设置及变量选取非常敏感,已有研究并未得出一致结论(叶欣、郭建伟、冯宪宗,2001;赵子铱、彭琦、邹康,2004;黄隽,2007;李伟、韩立岩,2008;Yuan,2006)。

收稿日期:2008-10-29

作者简介:李国栋(1980－),男,广东从化人,上海财经大学经济学院博士研究生;
惠亨玉(1982－),男,甘肃平凉人,上海甫瀚投资管理咨询有限公司;
肖俊极(1975－),男,辽宁沈阳人,上海财经大学经济学院助教授。

由此可见,目前对中国银行业市场竞争程度的研究在方法和结论上均存在争议,而这一问题的回答对于检验中国银行业的改革成效、把握其改革方向具有重要意义。与已有研究不同,本文首次以勒纳指数(Lerner index)作为市场竞争程度的衡量指标,另辟蹊径对这一问题进行再次判定。用L代表勒纳指数,p代表价格,mc代表边际成本,根据定义,$L=\frac{p-mc}{p}$,$L\in[0,1]$,该指数衡量了价格与边际成本的偏离幅度。新产业组织理论认为,在完全竞争市场上,$p=mc$,$L=0$;在不完全竞争市场上,$p\neq mc$,$L\neq 0$,并且L越大,说明厂商或者行业的垄断能力越高、市场竞争越不充分。勒纳指数因此成为衡量行业市场竞争程度的常用指标。

这一方法最早源自Bresnahan(1982)和Lau(1982)的模型。它同样建立在厂商追求利润最大化的假定之上,通过估计价格与边际成本之间的偏离程度来判定行业竞争程度的大小,是另一个常用于判断行业竞争程度的非结构主义分析方法。Shaffer(1989,1993)最先把这一方法应用于银行业,采用行业时间序列数据的结果表明,美国、加拿大银行业均处于完全竞争状态。在此基础上,Angelini和Cetorelli(2003)采用面板数据,发展出一个可以估计样本期内历年勒纳指数的方法,并应用于意大利银行业,发现其市场竞争程度不断提高。本文将主要参考Angelini和Cetorelli(2003)的研究方法,得出中国银行业的勒纳指数,并揭示其市场竞争程度的特点。

二、理论框架及计量模型

(一)理论框架

银行是追求利润最大化的厂商。假定贷款是其唯一产出,存款利息支出与工资支出是银行所投入的两种生产要素。经济环境刻画如下:在同一个贷款市场上,有n个银行提供同质贷款并进行古诺竞争。银行i在贷款市场上面临的反需求函数为$p\equiv p(Q,z)$,其中p是贷款利率,Q是贷款市场上银行所提供的贷款总量,即$Q=\sum_i q_i$,$i=1,2,\cdots,n$,q_i是银行i的贷款供给量,z是影响贷款需求的其他外生变量。设$C(q_i,\omega_i)$是银行i的成本函数,其中ω_i是银行i投入要素的价格向量。银行i面临的最优化问题是:

$$\underset{q_i}{\mathrm{Max}}\,\pi_i=p(Q,z)q_i-C(q_i,\omega_i) \tag{1}$$

其一阶条件是:

$$\frac{\partial\pi}{\partial q_i}=p+q_i\frac{\partial p}{\partial Q}\frac{\partial Q}{\partial q_i}-\frac{\partial C_i}{\partial q_i}=0 \tag{2}$$

令mc_i为银行i的边际成本,$mc_i=\frac{\partial C_i}{\partial q_i}$,定义$\eta\equiv-\frac{\partial Q}{\partial p}\frac{1}{Q}$为贷款需求对贷款利率的半弹性,$\theta_i\equiv\frac{\partial Q}{\partial q_i}\frac{q_i}{Q}$为贷款总供给量Q对于银行i的贷款供给量$q_i$的

推测弹性，式(2)可写为：

$$p=mc_i+\theta_i/\eta \tag{3}$$

Appelbaum(1982)表明，要得到一个行业的垄断定价能力只需估计出θ_i/η。定义$\lambda_i\equiv\frac{\theta_i}{\eta}$，根据式(3)有：$\lambda_i=p-mc_i$。我们称$\lambda_i$为加成(markup)。用$L_i$代表勒纳指数，则根据定义，$L_i=\frac{p-mc_i}{p}=\frac{\lambda_i}{p}$，$L_i\in[0,1]$，该指数衡量了价格与边际成本的偏离幅度。式(3)两端同乘以q_i，得到：

$$R_i=pq_i=mc_iq_i+\frac{\theta_i}{\eta}q_i=mc_iq_i+\lambda_iq_i \tag{4}$$

其中，R_i是银行i的利息收入。mc_i难以直接观察到，为此成本函数设定为超越对数成本函数：

$$\ln C_i=\alpha_0+\alpha_1\ln q_i+\frac{\alpha_2}{2}(\ln q_i)^2+\sum_{k=1}^{2}\beta_k\ln\omega_{ki}+\sum_{k=1}^{2}\gamma_k\ln q_i\ln\omega_{ki}$$
$$+\frac{1}{2}\sum_{k=1}^{2}\phi_{kk}(\ln\omega_{ki})^2+\phi_{12}\ln\omega_{1i}\ln\omega_{2i} \tag{5}$$

C_i是银行i的总成本，q_i为银行i的贷款供给量，ω_{1i}和ω_{2i}分别代表外生的存款利率和工资率。[①]由此得出边际成本为：

$$mc_i=\frac{\partial C_i}{\partial q_i}=\frac{C_i}{q_i}[\alpha_1+\alpha_2\ln q_i+\sum_{k=1}^{2}\gamma_k\ln\omega_{ki}] \tag{6}$$

把(6)式代入(4)式，得到：

$$R_i=C_i\left[\alpha_1+\alpha_2\ln q_i+\sum_{k=1}^{2}\gamma_k\ln\omega_{ki}\right]+\lambda_iq_i \tag{7}$$

(二)计量模型

结合我国实际把式(5)、式(7)写成面板数据形式，得到如下联立方程组：

$$\ln C_{it}=\alpha_0+\alpha_1\ln q_{it}+\frac{\alpha_2}{2}(\ln q_{it})^2+\sum_{k=1}^{2}\beta_k\ln\omega_{kit}+\sum_{k=1}^{2}\gamma_k\ln q_{it}\ln\omega_{kit}$$
$$+\frac{1}{2}\sum_{k=1}^{2}\phi_{kk}(\ln\omega_{kit})^2+\phi_{12}\ln\omega_{1it}\ln\omega_{2it}+\rho\ln npl_{it}+\mu WTO_t$$
$$+\sum_{j=2}^{14}\delta_j bank_j+\varepsilon_{it} \tag{8}$$

$$R_{it}=C_{it}\left[\alpha_1+\alpha_2\ln q_{it}+\sum_{k=1}^{2}\gamma_k\ln\omega_{kit}\right]+\lambda q_{it}+\upsilon_{it} \tag{9}$$

其中，t=1994，1995，…，2005，2006。式(8)中npl_{it}代表不良贷款率，WTO_t代表加入世界贸易组织的哑变量，此外还加入代表不同银行的哑变量。联立估计(8)、(9)两式可以得到整个样本期内的加成$\hat{\lambda}$。但为了得出样本期内每年的加成，我们把式(9)改写成：

$$R_{it}=C_{it}\left[\alpha_1+\alpha_2\ln q_{it}+\sum_{k=1}^{2}\gamma_k\ln\omega_{kit}\right]+\sum_{s=1994}^{2006}\lambda_s dum_s q_{it}+\upsilon_{it}\tag{10}$$

其中,dum_s 为哑变量。当 $s=t$ 时,dum_s 取值为 1,否则为 0。本文估计(8)、(10)组成联立方程组。每一年的加成,即 λ_s($s=1994,1995,\cdots,2005,2006$)是本文要重点估计的系数,用其估计值除以当年的平均贷款利率 $\bar{p}_t$,即可得出 12 个用以衡量当年市场竞争程度的勒纳指数。

根据厂商理论,性质良好的成本方程需要满足一定的性质。对要素价格的一次齐次性要求超越对数生产函数的系数满足如下约束条件:②

$$\beta_1+\beta_2=1\tag{11}$$

$$\gamma_1+\gamma_2=0\tag{12}$$

$$\phi_{11}+\phi_{12}=\phi_{22}+\phi_{12}=\phi_{11}+\phi_{22}+2\phi_{12}=0\tag{13}$$

估计时可以把 $\beta_2=1-\beta_1$,$\gamma_2=-\gamma_1$,$\phi_{22}=\phi_{11}$,$\phi_{12}=-\phi_{11}$ 直接代入方程组,称之为有约束估计。相应把没有加上约束条件(11)、(12)、(13)的估计称为无约束估计,本文将对这两种估计的结果进行比较。

三、数据

本文选取 14 家银行作为研究对象,分别为中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行、交通银行、中信银行、招商银行、华夏银行、光大银行、兴业银行、浦东发展银行、广东发展银行、深圳发展银行和民生银行。样本期为 1993-2006 年,构成一个面板数据。数据来源于《中国金融年鉴》及 Bankscope 数据库,并以 1993 年为基期经过 CPI 调整。样本中历年职工人数有部分缺失。一般认为,银行职工人数与其资产总额、成立年数等密切相关。我们采用已有数据通过多元回归模拟得出其缺省值。各变量的定义及描述性统计见表 1。

表 1　变量定义及描述性统计

变量	含义	本文定义	均值	标准差	最小值	最大值
C_{it}	总成本	利息支出+营业费用	30 042.11	69 578.85	145.09	468 574.50
q_{it}	贷款产出量	贷款总额	654 052.63	885 356.71	3 976.79	4 265 280
R_{it}	利息收入	贷款利息收入	34 065.89	73 274.01	194.96	482 937.10
ω_{1it}	存款利率	利息支出/存款	0.03	0.03	0.008	0.26
ω_{2it}	工资率	营业费用/职工人数	0.15	0.11	0.02	0.79
p_{it}	贷款利率	利息收入/总生息资产	0.05	0.04	0.02	0.29
npl_{it}	不良贷款率	贷款损失准备/总贷款	2.17	2.74	0.003	18.53
WTO_t	入世哑变量	2002 年及以后均为 1,否则为 0	0.38	0.49	0	1

数据来源:《中国金融年鉴》1994-2007 年卷、Bankscope 数据库,单位:百万元。

需要说明的是:(1)所有利率均指事后利率。(2)由于无法获得各银行的不良贷款率数据,我们用贷款损失准备占总贷款的比重来代表。(3)因难以取得各商业银行完整的工资数据,我们采用营业费用来表示劳动力成本。

四、实证结果及解释

(一)估计结果

由于变量 C_{it} 和 q_{it} 的内生性,我们采用它们的滞后一期变量作为其工具变量。运用 Eviews5.0 软件,并使用三阶段最小二乘法(3SLS)进行估计。由于滞后变量的使用,本文得出的是 λ_{1994},λ_{1995},…,λ_{2005},λ_{2006} 的估计值。在使用全部银行的数据进行估计后,我们把全部数据分为四大国有商业银行和股份制商业银行两组数据再进行同样的估计,估计结果见表2。

表2　估计结果

	全部银行		四大国有商业银行		股份制商业银行	
	无约束	有约束	无约束	有约束	无约束	有约束
截距	1.3743 (2.9120)	1.1303* (0.5859)	−7.7540 (15.1588)	−2.0860 (4.5410)	−0.1861 (1.5382)	−0.2293 (0.8414)
lnq	0.8907*** (0.3395)	0.9043*** (0.0938)	1.8564 (1.6249)	1.4695** (0.6202)	1.0918*** (0.16027)	1.1447*** (0.1481)
$(\ln q)^2/2$	−0.0015 (0.0217)	0.0054 (0.0074)	−0.0656 (0.0999)	−0.0423 (0.0427)	−0.0217 (0.0144)	−0.0190 (0.0136)
$\ln\omega_1$	1.0451 (0.9434)	0.6831*** (0.1049)	−0.3156 (2.0907)	−0.0062 (0.3510)	1.0073** (0.4978)	0.8353*** (0.1519)
$\ln\omega_2$	0.2767 (0.5982)		−0.1819 (3.2891)		−0.2692 (0.3404)	
$\ln q\ \ln\omega_1$	−0.0060 (0.0365)	0.0115 (0.0075)	0.0454 (0.1022)	0.0602** (0.0234)	−0.0285 (0.0354)	−0.0100 (0.0132)
$\ln q\ \ln\omega_2$	−0.0387 (0.0309)		−0.0435 (0.1100)		0.0059 (0.0165)	
$(\ln\omega_1)^2/2$	0.0958 (0.1611)	0.0292* (0.0152)	0.0119 (0.1651)	0.0479* (0.0243)	0.0368 (0.1206)	−0.0196 (0.0375)
$(\ln\omega_2)^2/2$	−0.0678 (0.1465)		−0.1043 (0.5964)		−0.0640 (0.0790)	
$(\ln\omega_1\ \ln\omega_2)/2$	−0.0542 (0.1172)		−0.1679 (0.2997)		−0.0735 (0.0613)	
lnnpl	0.0019 (0.0188)	0.0170*** (0.0054)	0.0079 (0.0394)	0.0112 (0.0131)	0.0049 (0.0070)	0.0164* (0.0064)
WTO	−0.0730 (0.1359)	−0.0461 (0.0430)	0.0675 (0.1794)	0.0992 (0.0647)	−0.1103 (0.0533)	−0.0746 (0.0528)
q_{1994}	0.0036 (0.0037)	0.0053*** (0.0014)	0.0075 (0.0100)	0.0095*** (0.0033)	0.0089*** (0.0021)	0.0086*** (0.0022)
q_{1995}	0.0029 (0.0033)	0.0045*** (0.0013)	0.0063 (0.0089)	0.0082*** (0.0029)	0.0056*** (0.0020)	0.0051** (0.0020)
q_{1996}	0.0028 (0.0028)	0.0040*** (0.0012)	0.0051 (0.0079)	0.0072** (0.0030)	0.0034* (0.0019)	0.0027 (0.0019)
q_{1997}	0.0037 (0.0026)	0.0046*** (0.0012)	0.0057 (0.0078)	0.0078** (0.0031)	0.0027* (0.0015)	0.0022 (0.0016)

续表 2　估计结果

	全部银行		四大国有商业银行		股份制商业银行	
	无约束	有约束	无约束	有约束	无约束	有约束
q_{1998}	0.0045* (0.0026)	0.0054*** (0.0010)	0.0075 (0.0073)	0.0090*** (0.0024)	0.0028** (0.0014)	0.0025* (0.0014)
q_{1999}	0.0017 (0.0025)	0.0025*** (0.0009)	0.0048 (0.0074)	0.0062*** (0.0023)	0.0009 (0.0012)	0.0008 (0.0012)
q_{2000}	0.0023 (0.0024)	0.0030*** (0.0009)	0.0053 (0.0069)	0.0066*** (0.0022)	0.0046*** (0.0011)	0.0046*** (0.0011)
q_{2001}	0.0031 (0.0021)	0.0038*** (0.0008)	0.0058 (0.0060)	0.0068*** (0.0019)	0.0043*** (0.0010)	0.0043*** (0.0009)
q_{2002}	0.0047** (0.0020)	0.005278*** (0.000734)	0.0076 (0.0059)	0.0085*** (0.0018)	0.0032*** (0.0008)	0.0034*** (0.0007)
q_{2003}	0.0049** (0.0020)	0.0054*** (0.0007)	0.0077 (0.0061)	0.0087*** (0.0019)	0.0041*** (0.0007)	0.0042*** (0.0006)
q_{2004}	0.0033 * (0.0019)	0.0037*** (0.0007)	0.0060 (0.0058)	0.0070*** (0.0017)	0.0046*** (0.0007)	0.0047*** (0.0007)
q_{2005}	0.0020 (0.0019)	0.0023*** (0.0006)	0.0047 (0.0057)	0.0055** (0.0016)	0.0043*** (0.0007)	0.0043*** (0.0007)
q_{2006}	0.0011 (0.0020)	0.0013** (0.0006)	0.0041 (0.0062)	0.0050*** (0.0017)	0.003207*** (0.0007)	0.0031*** (0.0007)
方程(8)Ad R^2	0.9972	0.9970	0.9857	0.9874	0.9916	0.9904
方程(10)Ad R^2	0.9968	0.9969	0.9943	0.9946	0.9824	0.9826
观测值	177	177	52	52	125	125

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著;限于篇幅这里没有给出表示银行的哑变量的估计结果。

我们发现,在全部银行的无约束估计中,方程拟合度都很高,但变量基本都不显著,说明无约束模型变量之间存在多重共线性。与此相比,有约束估计则几乎所有变量都显著。特别地,对于加成 λ_s($s=1994,1995,\cdots,2005,2006$),无约束估计值与有约束估计值相差很小,但是有约束估计下所有 λ_s 都显著。在国有银行和股份制银行的估计中存在同样的情况。我们认为,这是因为有约束估计减少了待估系数的个数,消除了变量间的多重共线性问题。

进一步地,以约束条件(11)、(12)、(13)为原假设,对生产函数是否满足要素价格一次齐次性假定进行 F 检验的结果表明,我们不能拒绝原假设,限于篇幅这里不作展开。至此,我们认为模型满足约束条件(11)、(12)和(13),而且有约束估计消除了变量间的多重共线性问题,本文采用有约束估计的结果。

表 2 显示,对全部银行以及股份制银行而言,不良贷款率对银行总成本产生显著影响:ln npl 显著为正,说明在控制其他变量后,不良贷款率的增加会显著地提高银行总成本。WTO 在估计中基本不显著,说明在控制其他变量后,加入世界贸易组织对中国商业银行的总成本并没有显著影响。进一步得出各项估计值见表 3。

表 3　各项估计值

年份	加成			平均贷款利率			贷款边际成本			勒纳指数		
	全部	国有	股份制	全部	国有	股份制	全部	国有	股份制	全部	国有	股份制
1994	0.0053	0.0095	0.0086	0.0819	0.1217	0.0641	0.0766	0.1122	0.0556	0.0645	0.0783	0.1337
1995	0.0045	0.0082	0.0051	0.0804	0.1116	0.0665	0.0759	0.1034	0.0614	0.0564	0.0734	0.0766
1996	0.0040	0.0072	0.0027	0.0771	0.1173	0.0593	0.0731	0.1101	0.0566	0.0520	0.0615	0.0462
1997	0.0046	0.0078	0.0022	0.0695	0.1211	0.0488	0.0649	0.1133	0.0466	0.0656	0.0643	0.0448
1998	0.0054	0.0090	0.0025	0.0477	0.0568	0.0441	0.0423	0.0478	0.0416	0.1142	0.1582	0.0560
1999	0.0025	0.0062	0.0008	0.0371	0.0458	0.0336	0.0346	0.0396	0.0328	0.0677	0.1363	0.0245
2000	0.0030	0.0066	0.0046	0.0325	0.0413	0.0290	0.0295	0.0346	0.0244	0.0933	0.1607	0.1582
2001	0.0038	0.0068	0.0043	0.0297	0.0354	0.0275	0.0259	0.0286	0.0231	0.1289	0.1919	0.1575
2002	0.0053	0.0085	0.0034	0.0265	0.0317	0.0244	0.0212	0.0231	0.0210	0.1993	0.2697	0.1383
2003	0.0054	0.0087	0.0042	0.0273	0.0316	0.0256	0.0219	0.0229	0.0213	0.1977	0.2758	0.1657
2004	0.0037	0.0070	0.0047	0.0299	0.0280	0.0306	0.0262	0.021	0.0260	0.1236	0.2504	0.1524
2005	0.0023	0.0055	0.0043	0.0297	0.0261	0.0311	0.0274	0.0205	0.0268	0.0766	0.2127	0.1383
2006	0.0013	0.0050	0.0031	0.0314	0.0278	0.0332	0.0301	0.0227	0.0301	0.0409	0.1809	0.0947

数据来源：作者计算。

从图 1－图 4 可以清晰地看出各项指标的波动，这里着重考察勒纳指数的变化。图 4 显示，全部银行的勒纳指数在 1994－2006 年呈波动变化，从最低 1996 年 0.0520 到最高 2002 年 0.1993，1994 年、2006 年分别为 0.0645、0.0409；国有银行的勒纳指数基本高于全部银行，股份制银行则大部分低于全部银行；全部银行勒纳指数的变化与国有银行勒纳指数非常相似。

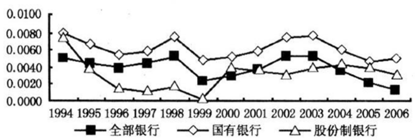

图 1　加成

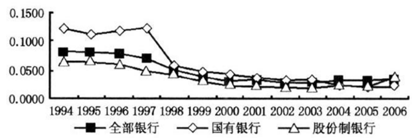

图 2　平均贷款利率

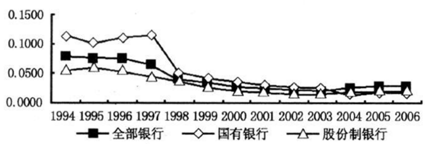

图 3　贷款边际成本

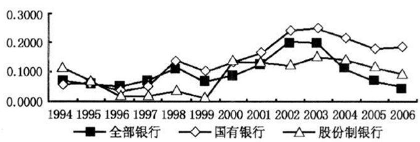

图 4　勒纳指数

从图 4 可以得出以下结论：(1)1994－2006 年中国银行业勒纳指数呈波动变化，本文将其划分为三个阶段：一是 1994－1997 年，勒纳指数保持低水平，说明中国银行业处于高度竞争状态；二是 1997－2002 年，勒纳指数基本处于上升趋势(1998 年猛烈上升)，说明中国银行业市场竞争程度处于下降状态；三是 2002－2006 年，勒纳指数明显下降，说明中国银行业市场竞争趋于激烈。(2)全部银行的勒纳指数与四大国有银行的勒纳指数在走势上非常相似，这说明了中国银行业的竞争格局是由四大国有银行所主导。(3)与赵子铱等(2004)的研究结果不同，本文发现除了个别年份(1994 年和 1995 年)以外，股份制商业银行之间的竞争程度要高于国有商业银行之间的竞争程度。

(二)解释

考察勒纳指数的变化,不难发现中国银行业市场竞争程度与宏观经济运行密切相关。从表4可以看出,勒纳指数与经济增长率、通货膨胀率以及宏观经济景气指数存在负相关关系。说明在经济增长快、通货膨胀率高、宏观经济景气的时候,勒纳指数低,银行业市场竞争程度高,反之亦然。中国银行业市场竞争程度呈现顺经济周期的特点。

表 4　勒纳指数与宏观经济指标

年份	勒纳指数	经济增长率	通货膨胀率	景气指数
1994	0.0645	0.131	0.241	107.1
1995	0.0564	0.109	0.171	101.8
1996	0.0520	0.100	0.083	99.9
1997	0.0656	0.093	0.028	97.3
1998	0.1142	0.078	－0.008	94.7
1999	0.0677	0.076	－0.014	93.6
2000	0.0933	0.084	0.004	96.9
2001	0.1289	0.083	0.007	95.9
2002	0.1993	0.091	－0.008	97.2
2003	0.1977	0.100	0.012	100.0
2004	0.1236	0.101	0.039	101.7
2005	0.0766	0.102	0.018	100.5
2006	0.0409	0.111	0.015	103.8

数据来源:中国国家统计局,其中宏观经济景气指数采用一致指数(1996年＝100),月度数值平均后得到。

为什么中国银行业市场竞争程度的变化会呈现上述特点?我们认为主要有三个原因:首先,商业银行信贷活动本身具有顺周期性。顺周期性指的是主要金融变量与实体经济变量随着经济周期而共同运动,其中信贷尤为突出。大量实证分析表明,商业银行的信贷行为具有明显的顺周期性。在经济繁荣高涨时期,一方面借款人财务状况改观,另一方面银行资本充足状况改善,银行倾向于低估风险、扩张信贷规模。相反,在经济疲软衰退时期,一方面借款人财务状况恶化,另一方面银行资本增值能力下降,使得银行过于高估风险、收缩信贷活动。回顾中国经济发展历程可以发现,20世纪90年代初中国经历了一次经济过热,其间国内信贷每年以30%的速度增长(胡祖六,2000)。1997年下半年爆发亚洲金融危机,导致银行信贷收缩。1999年金融机构的各项贷款同比少增645亿元,其中,国有商业银行贷款少增359亿元;2001年国有商业银行贷款少增1 498亿元。入世后中国经济扭转疲软态势,相应地,2003年金融机构本外币贷款余额增长21.4%,2004年增长14.4%,2005年增长12.8%,2006年增长15.2%。[③]其次,银行信贷对中国实体经济有决定性影响。中国以间接融资为绝对主导的金融体系意味着银行信贷在实体经济运行中担当至关重要的资金供血功能。实证研究表明,银行信贷在中国经济金融中占据核心地位,对中国实体经济有着决定性影响(盛松成、吴培新,2008)。因此,银行信贷规模的变化会反过来进一步影响实体经济的运行。最后,与银行业自身的改革发展可能有密切关系。1994－1997年是中国金融制度安排以及市场结构变动剧烈的一个阶段,三家政策性银行与第二批股份制商业银行先后成立,而已有的第一批股份制商业银行也已发展壮大。2002－2006年是入世后外资银行陆续进入、国有银行开展股份制改造的时期。市场结构的

变化以及治理结构的完善在提高市场竞争程度上很可能都起着重要作用。

以上分析表明，银行信贷竞争的顺周期性导致信贷规模在不同经济时期的变化，并因此可能进一步加大实体经济波动。中国应关注信贷规模指标并以此来调控经济，在经济高涨时期加强数量控制，而在经济低迷时期则放松控制并促进信贷。虽然中国在 1998 年宣布以货币供应量为唯一的货币政策中介目标，但事实上实行的是“两中介目标，两调控对象”模式：以信贷规模和货币供应量 M_2 为中介目标，信贷规模调控实体经济，货币供应量调控金融市场。并且，由于银行信贷规模单向 Granger 引起中国货币供应量 M_2 的变动，银行信贷事实上成为货币政策的主要传导渠道（盛松成、吴培新，2008）。2008 年以来，美国次贷危机演变为金融危机，受此影响中国经济进入下行周期。数据显示，中国经济增长率和金融机构本外币贷款余额增长率均在 2008 年 1 季度开始下降（见表 5）。在此情形下，央行 2008 年第三季度中国货币政策执行报告提出六大举措以加大金融对经济的支持力度，其政策核心就在于促进货币信贷的稳定增长，这对于减轻金融危机冲击、确保经济增长无疑具有重要意义，是审时度势的正确选择。

表 5　2006－2008 年经济增长率和金融机构贷款增长率

	2006 年	2007 年	2008 年 1 季度	2008 年 2 季度	2008 年 3 季度
经济增长率（%）	11.1	11.9	10.6	10.4	9.9
贷款余额增长率（%）	15.2	16.6	16.2	15.2	14.7

数据来源：中国国家统计局网站、中国人民银行网站及作者计算。

五、结论及政策含义

关于中国银行业市场竞争程度的研究至今仍无一致结论。本文首次以勒纳指数为衡量指标，采用新实证产业组织理论的方法对中国银行业的市场竞争程度进行再考察。结果表明：中国银行业在 1994－1997 年市场竞争激烈，处于高度竞争状态；1997－2002 年，即亚洲金融危机之后入世之前，市场竞争程度处于下降状态；2002－2006 年市场竞争程度显著加强。以上结论表明，中国银行业虽然仍有着高度集中的市场结构，但市场竞争却可以达到相当激烈的程度。勒纳指数与经济增长率、通货膨胀率、宏观经济景气指数的相关系数表明，中国银行业市场竞争程度存在明显的顺周期性特点。

本文认为银行信贷本身的顺周期性是造成这一特点的首要原因。在经济繁荣高涨时期，银行倾向于低估风险、扩张信贷规模；相反，在经济疲软衰退时期，银行过于高估风险、收缩信贷活动。其次，中国以间接融资为主导，银行信贷在中国经济金融中居于核心地位，信贷规模对实体经济的决定性影响是造

成中国银行信贷竞争顺周期性的另一重要原因。

从某种程度上讲,银行信贷竞争随经济周期共同运动是正常、健康的,甚至可以认为是稳健银行体系的特征,但这一问题在中国却需要特别关注。以间接融资为主导的金融体系很可能会放大信贷供给与实体经济的共同波动,从而影响宏观经济的稳定运行。中国应注意对信贷规模进行调控,经济繁荣过热时严格控制,经济下行衰退时则鼓励促进,实行相机抉择的货币政策。尤其在当前中国经济已经转入下行周期的形势下,央行应确保货币信贷的稳定增长,以减轻信贷收缩对宏观经济造成的负面冲击,避免严重的经济衰退。

---

* 感谢上海财经大学研究生创新基金的资助。感谢柳永明博士、陈利平博士、龚关博士、陶佶博士、居恒博士、钟鸿钧博士、杜宁华博士、陈媛媛博士等的宝贵意见和有益评论。当然文责自负。

注释:

①本文的成本方程采用了两要素模型,省略资本要素是因为这方面数据缺失严重。Shaffer(1989,1993)在研究美国及加拿大银行业市场竞争程度时使用了两要素模型,其研究表明两要素模型与三要素模型(加入资本要素)的结果差异很小。原因在于资本的投入占总投入的比例较小,仅在2%到9%之间。因此,我们认为使用两要素模型得出的结果是稳健的。

②根据 $C(q,t\omega)=tC(q,\omega)$ 推导出;对要素价格的对称性在超越对数成本函数这一设定形式中已自动得到满足。

③数据来源于历年《中国金融年鉴》及中国人民银行网站。

参考文献:

[1]贺春临.我国银行精兵市场结构与绩效研究[J]. 经济评论,2004,(6):96-102.

[2]胡祖六.中国的银行体系改革:一次新的长征[J].国际经济评论,2000,(7):5-12.

[3]黄隽.银行竞争与银行数量研究——基于韩国、中国和中国台湾的数据[J].金融研究,2007,(7):78-93.

[4]李伟,韩立岩.外资银行进入对我国银行业市场竞争程度的影响:基于 Panzar-Rosse 模型的实证研究[J].金融研究,2008,(5):87-98.

[5]刘伟,黄桂田.中国银行业改革的侧重点:产权结构还是市场结构[J].经济研究,2002,(8):3-11.

[6]刘伟,黄桂田.银行业的集中、竞争与绩效[J].经济研究,2003,(11):14-21.

[7]盛松成,吴培新.中国货币政策的二元传导机制——"两中介目标,两调控对象"模式研究[J].经济研究,2008,(10):37-50.

[8]叶欣,郭建伟,冯宗宪.垄断到竞争:中国商业银行业市场结构的变迁[J].金融研究,2001,(11):79-85.

[9]赵子铱,彭琦,邹康.我国银行业市场竞争结构分析——基于 Panzar-Rosse 范式的考察[J].统计研究,2005,(6):69-73.

[10] Angelini J, N Cetorelli. The effects of regulatory reform on competition in the banking industry[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2003, 35(5): 663-684.

[11] Appelbaum E. The estimation of the degree of oligopoly[J]. Journal of Econometrics, 1982, 19(2—3): 287—299.

[12] Bresnahan T F. The oligopoly solution concept is identified[J]. Economics Letters, 1982, 10(1—2): 87—92.

[13] Bresnahan T F. Empirical studies of industries with market power[A]. Schmalensee R, R Willig. Handbook of industrial organization[C]. Elsevier: North-Holland, 1989, 2: 1011—1057.

[14] Lau L J. On identifying the degree of competitiveness from industry price and output data[J]. Economics Letters, 1982, 10(1—2): 93—99.

[15] Shaffer S. Competition in the U.S. banking industry[J]. Economics Letters, 1989, 29(4): 321—323.

[16] Shaffer S. A test of competition in canadian banking[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1993, 25(1): 49—61.

[17] Yuan Y. The state of competition of the chinese banking industry[J]. Journal of Asian Economics, 2006, 17(3): 519—534.

Competition Level of Banking Industry in China and Its Procyclicality: Reconsideration Based on Lerner Index

LI Guo-dong[1], HUI Heng-yu[2], XIAO Jun-ji[1]

(1. *School of Economics*, *Shanghai University of Finance & Economics*, *Shanghai* 200433, *China*; 2. *Protiviti Shanghai Co., Ltd*, *Shanghai* 200031, *China*)

Abstract: The right judgment of competition level of banking industry in China and its features is essential for China's financial reform and financial safety. The paper makes a study on competition level of banking industry in China from 1994 to 2006 through the new industry organization theory. The results show that competition level of banking industry in China is higher from 1994 to 1997 and then declines until China's entry into WTO. But the competition level has an obvious trend to go up after China's entering WTO. Therefore, the market competition level of banking industry is featured by significant procyclicality. China should pay close attention to the procyclicality of credit competition in order to ensure the economic stability.

Key words: banking industry in China; market competition level; Lerner index; procyclicality

（责任编辑　喜　雯）