

中国银行业市场力与稳定性关系研究

——基于 Boone 指数的方法

王国红 王 擎*

摘要: 对银行业市场力与稳定性的关系研究是学术界悬而未决的难题。本文基于“市场力状态依存”论的观点,尝试分存贷款市场分别考察中国银行业市场力与稳定性的关系。以1995–2012年在中国大陆境内运营的141家银行的非平衡面板数据为样本,使用超越对数成本函数计算样本期间中国银行业存贷款市场的Boone指数,将其作为市场力指标;采用随机前沿方法计算中国银行业的“稳定非效率”,将其作为银行业稳定性的逆向指标;最后以差分广义矩方法(GMM)估计了中国银行业存贷款市场上的市场力与“稳定非效率”之间的关系,研究表明:(1)中国银行业存贷款市场有着不同的市场力,其中贷款市场上的市场力高于存款市场上的市场力。(2)样本期间中国银行业的市场力呈现不断上升态势。(3)研究支持“市场力状态依存”假说,存款市场上的市场力与稳定性负相关,而贷款市场上的市场力与稳定性正相关。(4)现阶段资本市场的发展与银行稳定性负相关。

关键词: 银行市场力;银行稳定性;Boone指数

一、引言

市场力^①与稳定性的关系是银行产业组织理论研究的经典问题,但一直未得到明确一致的答案。对其关系,有三种假说,一是“市场力稳定说”(Keeley, 1990; Hauswald and Marquez, 2006),二是“市场力脆弱说”(Boyd and De Nicoló, 2005),三是“市场力状态依存说”(Allen and Gale, 2004)。三种解释均得到了相应的实证支持。中国银行业市场力与稳定性的关系如何?对这一问题的回答,关系到经济新常态下中国银行业竞争政策的制订。一方面,中国银行业不合理收费和“暴利”现象引发人们对银行业市场力的广泛关注和争论(周小川, 2012)。银行业过高的市场力带来银行借贷腐败,以及中小企业融资难、融资贵等问题,危害银行业稳定;另一方面,经济新常态背景下,受经济增速放缓、去杠杆化和去泡沫化进程加快,部分行业产能过剩等因素的影响,中国银行业不良贷款率呈回升态势。2013年

* 王国红,湖北金融发展与金融安全研究中心,邮政编码:430070,电子信箱:wgh0216@163.com;王擎,西南财经大学中国金融研究中心,邮政编码:610074,电子信箱:wqing@swufe.edu.cn。

本文得到中央高校基本科研业务费项目“后金融危机时代银行资本监管与系统性金融风险防范”(项目编号:JBK130501)、国家自然科学基金面上项目“银行资本约束下我国系统性金融风险传递研究”(项目编号:71473200)的资助。感谢匿名审稿人富有建设性的意见,当然,文责自负。

① 市场力(market power)也称垄断力,指厂商将价格定在边际成本即完全竞争均衡价格之上的能力,它是衡量市场竞争程度的反向指标。

年底中国银行业不良贷款余额1.18万亿元,2014年年底则上升至1.43万亿元,上升21.19%;2013年不良贷款率1.49%,2014年不良贷款率1.60%,上升0.11个百分点^①。可以预见,随着经济结构调整步伐的加快,中国银行业资产质量将面临较大的风险压力,如何防范由此产生的金融风险,促进银行业稳定成为摆在中国银行业面前的一个现实挑战。世界银行专家曾在《China's Road to Greater Financial Stability: Some Policy Perspectives》一书中断言:银行稳定是中国经济成功转型的关键(Das et al., 2013)。因此,研究中国银行业市场力,研究市场力对稳定性的影响,关系到中国银行业服务实体经济的能力,关系到中国银行业的调整升级和结构转型,意义重大。

二、文献综述

综观国内外学者的研究,相关文献主要集中在两方面:一是对银行市场力的测度工具的研究,二是关于市场力与稳定关系的研究。

银行市场力是促进稳定,还是损害稳定,回答这一问题的关键是要能找到有效的测量市场力的指标(Bushman et al., 2013; Beck, 2008)。这些指标通常可分为两类:一是结构性的指标,如赫芬达尔系数(HHI)、市场份额、基尼系数等;二是基于模型的代理指标,主要有Iwata(1974)模型、Lau(1982)和Bresnahan(1982, 1989)模型、Panzar和Rosse(1987)模型,以及Boone(2005, 2008)模型。结构性指标通常存在以下缺陷:第一,市场结构并不是外生的,市场结构与银行绩效存在相互影响的关系;第二,需要对什么是银行最优市场结构做出判断。因此,目前对市场力的测量主要使用非结构化指标。虽然非结构化指数成为测量银行业市场力的主要工具,但孰优孰劣并无定论,特别是用不同的指数对某一特定国家银行业市场力进行研究时,有时会得到相异的结论,因此需要找到适合某一特定国家实际情况的非结构化指数。

国内关于银行业市场力(或竞争)的研究,早期主要使用结构性指标来检验中国银行业的绩效(如,李华民,2005;秦宛顺、欧阳俊,2001);此后越来越多的学者使用非结构性指标来研究中国银行业的市场力,特别是勒纳指数(如,赵旭,2011;王相宁、张志洋,2010;李国栋等,2009)和H统计值(如,陈晓卫,2012;余东华、马路萌,2012;黄隽、汤珂,2008)的运用。相对而言,Bresnahan(1982, 1989)模型在中国的运用很少,仅有柯孔林(2010)的研究;对Boone指数,国内还没有相关研究。国内学者的研究丰富了中国银行业市场力的研究成果,但存在样本量较小、时间跨度短等不足,样本通常仅有在A股上市的16家银行,时间往往在10年左右。并且,不考虑中国银行业利率管制的现状,简单套用H统计值和勒纳指数。Xu等(2014)证明,存在利率管制的情况下,H统计值和勒纳指数都不适合作为银行业市场力的代理指标,只有Boone指数能不受利率管制情形的影响,它能正确评估存在利率管制情形下的银行业市场力。针对上述问题,本文拟采取如下措施:第一,扩大样本容量和时间跨度,选择中国大陆境内运营的141家银行,时间跨度为1995-2012年;第二,采用Boone指数计算市场力。

银行业市场力与稳定性关系的研究始于Marcus(1984)和Keeley(1990),此后,涌现了大量相关文献,但至今仍未得到清晰一致的认识。归纳起来,有三种假说:市场力稳定说、市场

^①参见《中国银行业监督管理委员会2013年报》第5页和《中国银行业监督管理委员会2014年报》第25页。

力脆弱说、状态依存说。支持市场力稳定说的学者从“特许权价值”(Allen and Gale, 2004; Keeley, 1990)、信息租金(Allen and Gale, 2000)、央行监管(Repullo, 2004)、资产分散化(Allen and Gale, 2004)的视角论证了市场力与稳定性之间的正相关关系。市场力脆弱说认为市场力有损稳定性:有更多市场力的银行有能力索取高利率,迫使企业投资于高风险项目,增加了银行业的脆弱性(Boyd and De Nicolò, 2005)。市场力状态依存说认为市场力与稳定性之间并非单一的或正或负的线性关系,而是一个非线性的U型关系(Boyd and De Nicolò, 2005)。Boyd和De Nicolò(2005)将市场力对银行稳定性的影响分为两种效应,一是风险转换效应(Risk-shifting Effect),即市场力增加了银行贷款利率,增强了借款人的道德风险,削弱了银行的稳定性;二是盈余效应(Margin Effect),指市场力增加了贷款利率,提高了可偿贷款的利息,提升了贷款利息收入对贷款损失的缓冲作用,因此市场力有助于银行稳定。他们发现市场力与银行稳定性的U型关系:在高集中度的银行市场上,风险转换效应占主导,市场力增加了银行风险;而在低集中度的银行市场上,盈余效应占主导,市场力的弱化损害了银行的特许权价值,因此,增加了风险。目前的研究趋势是,对市场力与稳定性关系的研究不像以前研究的二分法,而是转向连续的集合,认为二者的关系是状态依存的。如,Beck等(2013)认为竞争对稳定的影响是状态依存的,依赖于一国特有的性质,如银行业务限制、存款保险制度、信用信息分享机制、股票市场的发达程度等。

国内学者对银行竞争与稳定的研究以综述类的文章居多(如,陈雄兵, 2011; 吴秋实、江春, 2006),仅有少数文献用Z值和勒纳指数对竞争与稳定的关系进行了实证研究(如,高玮, 2012)。本文拟从以下几方面拓展上述研究:第一,拓展稳定性的测量,借鉴Fang等(2011)的方法,用“稳定非效率”指标替代Z值;第二,考虑到市场力可能的内生性,使用差分广义矩估计(GMM)方法测量市场力与稳定性之间的关系,并用多种稳健性检验测试市场力与稳定性间关系的可靠性;第三,Boyd和De Nicolò(2005)认为,对银行市场力的研究应区分存款市场和贷款市场^①,因此,本文拟分存款与贷款市场分别研究其市场力与稳定性的关系。

三、数据描述

本文使用的数据来自于BankScope数据库、和讯网、上海银行间同业拆借利率网、美国传统基金会(Heritage Foundation)、中国经济金融数据库、各银行官网上公布的定期报告和中国国家统计局网站。大部分数据来自于BankScope数据库,对这一数据库中的数据,作如下处理:(1)为保证分析样本的同质性,剔除中国人民银行、三家政策性银行和一些非银行金融机构;(2)为了扩大样本容量和分析时间的长度,本文使用历年下载的BankScope数据库;(3)剔除时间跨度不足5年的银行;(4)数据库中,外资银行的数据通常是以美元或者港元标价的,对此,按当年年底的外汇牌价换算为人民币;(5)使用BankScope数据库,不包括银行持股公司,否则会出现母公司和子公司同时进入样本导致重复计算的情况;同时,考虑银行间的并购,如果多个银行合并,合并前单独进入样本,合并后只有一家并购实体进入样本;(6)时间跨度为1995–2012年,取1995年作为分析的起点,是因为结构化指标估算的模型

^①对此,笔者的理解是,金融消费者在存贷款市场上有着不同的购买行为模式,对存款,人们习惯于在一家金融机构购买,即群购买;而对贷款,人们更多地倾向于在不同的机构购买。不同的购买行为模式,导致存贷款市场上市场力的差异。

要求银行是一个利润最大化的经营实体,中国 1994 年成立了三家政策性银行来承担原先由四大行承担的政策性贷款,大体上可将此后的中国银行业看作符合模型要求的企业实体;(7)绝对值数据(不含虚拟变量)均使用 GDP 平减指数进行调整,以弱化物价的影响;(8)所有变量(除虚拟变量)均使用 winsorized 技术进行处理,以减轻极端值的影响;最后本文的样本容量为在中国大陆运营的 141 家中外资银行:5 大国有银行、11 家全国性股份制商业银行、1 家邮政储蓄银行、14 家农村商业银行(或农村合作银行)、23 家外资银行和 87 家区域性商业银行,时间跨度为 1995–2012 年,共 1 316 组数据。主要变量的描述性统计见表 1:

表 1 主要变量的描述性统计摘要

变量	变量描述	观察值	均值	标准差	最小值	最大值	数据主要来源
<i>gdppc</i>	人均 GDP(元)	1 316	14 308	4 644	5 046	20 608	中国统计年鉴
<i>pf</i>	利息支出/(存款+短期负债),表示资金成本	1 316	0.0246	0.129	0.000574	3.496	根据 BankScope 数据库计算
<i>pl</i>	(利息支出+非利息支出)/(存款+贷款),表示人力成本	1 316	0.0214	0.0133	0.000986	0.372	根据 BankScope 数据库计算
<i>pk</i>	非利息支出/固定资产,表示物质资本成本	1 316	2.008	3.145	0.00947	37.28	根据 BankScope 数据库计算
<i>lns_ta</i>	顾客贷款/总资产,代表信用风险	1 316	0.650	3.305	0.0732	103.4	根据 BankScope 数据库计算
<i>onea_ta</i>	非盈利资产/总资产,反映资产组合特征	1 316	0.0720	0.0792	0.00199	0.634	根据 BankScope 数据库计算
<i>dps_f</i>	顾客存款/(顾客存款+短期资金),捕捉资金组合特征	1 316	0.843	0.370	0.0187	9.350	根据 BankScope 数据库计算
<i>eq_ta</i>	股东权益/总资产,衡量银行的风险偏好	1 316	0.259	4.429	8.00e-05	132.8	根据 BankScope 数据库计算
<i>trend</i>	第 <i>t</i> 年减去 1995	1 316	11.62	4.149	0	17	作者计算
<i>roa</i>	资产收益率	1 316	0.00936	0.0145	-0.0653	0.466	BankScope 数据库
<i>deposit</i>	存款量(百万元)	1 316	376 843	1.318e+06	25.80	1.360e+07	BankScope 数据库
<i>loan</i>	贷款量(百万元)	1 316	233 590	728 392	367.5	491 0358	BankScope 数据库
<i>oea</i>	除贷款外的其他盈利资产(百万元)	1 316	213580	761326	46.81	8.327e+06	根据 BankScope 数据库计算
<i>ta</i>	银行业总资产(百万元)	1 316	480 850	1.633e+06	357.6	1.750e+07	《中国金融年鉴》
<i>eq</i>	股东权益(百万元)	1 316	25 914	97 013	-5 490	1.128e+06	BankScope 数据库
<i>rnpl</i>	不良贷款比率	1 316	0.0425	0.0691	0.000100	0.799	BankScope 数据库
<i>obs</i>	表外项目(百万元)	1 316	81 568	25 9687	4.600	2.318e+06	BankScope 数据库和各家银行年报
<i>di</i>	分散化指数($1 - \frac{\text{净利息收入} - \text{其他运营收入}}{\text{总运营收入}}$)	1 316	0.292	0.240	0.000140	0.998	根据 BankScope 数据库计算
<i>ffi</i>	金融自由化指数	1 316	32.06	6.092	29.90	50	美国传统基金会网站
<i>ta_bank</i>	每家银行的资产(百万元)	1 316	6.360e+07	3.690e+07	5.970e+06	1.310e+08	BankScope 数据库
<i>tc</i>	总成本(百万元),包括管理费用、利息费用与非利息费用	1 316	11 947	40 957	6.201	458 485	根据 BankScope 数据库计算
<i>ms_ta</i>	资产市场份额	1 316	0.0119	0.0417	1.21e-05	0.521	根据 BankScope 数据库计算
<i>cmw_gdp</i>	资本市场发展指数(每年的股票市场市值加上国库券与债券的发行量除以 GDP)	1 316	0.574	0.311	0.0869	1.337	中国经济金融数据库(CCER)

四、中国银行业市场力测度:Boone 指数

Boone 等(2005)提出了 Boone 指数,它根植于效率结构假设(ESH, Efficiency Structure

Hypothesis)(Goldberg and Rai, 1996), 隐含的思想是竞争提升了有效率公司的绩效, 损害了低效率公司的绩效, 绩效的差异导致它们的利润或市场份额的不同。它有以下两个基本思想: 一是更有效率的公司得到更大的市场份额或利润; 二是竞争越强, 这一效应越大。Boone 指数可用以下模型求得:

$$\ln s_i = \alpha + \beta \ln mc_i + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中: s_i 表示第 i 家银行的市场份额^①, mc_i 表示第 i 家银行的边际成本, β 即是 Boone 指数, 它测量 1% 的边际成本增长带来多大幅度的利润下降, 隐含的意思是由于进入成本的降低或者产品替代性的增强带来的竞争提升, 使得有效率银行的利润增加, 而使欠效率银行的利润下降更多, 因此 Boone 指数也被称为利润弹性, 它一般为负, 反映低边际成本的银行有更高的市场份额^②。| β | 越大, 市场力越弱。

在非结构性的市场力测量指标中, Boone 指数因其相对优势而越来越受关注^③, 已被运用到不同产业的实证分析中 (Van Leuvensteijn et al., 2013; Boone and Van Leuvensteijn, 2010), 特别是对银行业市场力的分析。Van Leuvensteijn 等 (2007) 是第一个运用 Boone 指数分析银行业市场力的文献, 此后, 掀起了一股运用 Boone 指数分析银行业市场力的浪潮。鉴于此, 本文也采用 Boone 指数对中国银行业 1995–2012 年间的市场力进行分析^④。

运用 Boone 指数分析银行业市场力, 首先需要计算边际成本, 由于边际成本不可观察, 有些研究者用平均变动成本来替代 (如 Boone et al., 2005), 也有些研究者用超越对数成本函数来估计 (如 Van Leuvensteijn et al., 2007)。本文采用后一种做法, 但采用超越对数成本函数会面临一个问题, 即用什么方法来模型化银行业的投入和产出?

在银行产业组织文献中, 模型化其投入产出的方法主要有产品法和中介法两种。产品法认为银行是使用劳动和资本作为投入品, 制造贷款和存款的部门。中介法强调银行的中介功能, 认为银行是利用存款、劳动力和物质资本制造贷款的部门。二者的分歧在于对存款作为投入品还是产出品认识差异上。为了调和二者的纷争, Hancock (1985) 使用 Donovan (1978) 和 Barnett (1980) 创造的“货币的使用者成本”概念, 并不纠缠于投入或产出的定性争论上, 而是用实证方法来决定存款到底是投入品还是产出品。贷款的使用者成本界定为基准利率 (银行的机会成本) 与持有贷款的报酬率之差, 即基准利率减去贷款利率; 存款的使用

①这里, 本文没有选用利润指标 (如 ROA) 的原因是利润指标可能为负, 不便于使用对数形式, 而市场份额总为正。

② β 值也可能为正 (Van Leuvensteijn et al., 2007), 这意味着银行的边际成本越高, 市场份额越大。原因: (1) 市场存在严重的合谋行为; (2) 银行以质取胜。

③Boone 指数测量竞争不仅可以用于整个银行业, 还可以用于单个的产品市场, 如贷款市场, 甚至某种类型的银行, 如商业银行、储蓄银行等。这种方法的另一个优势是它相对其他方法 (如 Bresnahan 模型) 仅要求相对少的数据。P-R 模型的 H 统计值只能对整个样本期间的市场力进行测量, 不能分年度测量; 勒纳指数虽然可以分年度测量, 但勒纳指数存在以下不足: (1) 完善竞争市场假设, 但完善竞争市场通常很罕见; (2) 勒纳指数认为, 竞争程度与价格成本边际成反比。但 Amir (2003) 证明, 在一定条件下, 竞争程度可能与价格成本边际成正比; (3) 勒纳指数没考虑效率问题; (4) 它不能准确地捕捉产品替代性程度 (Vives, 2008)。不过, Boone 指数方法也有不足, 不足在于它忽略了产品质量的差异、设计差异以及它所作的效率传递假设。

④除了 Boone 指数适合中国利率管制情形外, 对中国银行业竞争选择 Boone 指数的另一个原因是其模型推导来自古诺-纳什均衡模型, 这一模型适合中国实际, 因为中国银行业竞争在利率并未市场化的条件下主要是数量竞争。

者成本界定为存款利率与基准利率之差,即存款利率减去基准利率。如果使用者成本为正,则存款(贷款)为投入品;如果为负,则为产出品。正使用成本意味着贷款(存款)增加了银行的营运支出,负的使用者成本则意味着增加了银行的收入。

表2列出了2006-2013年中国银行业存款和贷款的使用者成本,基准利率以上海银行间同业拆借利率(Shibor)表示^①。

表2 2006-2013年中国银行业存款和贷款的使用者成本(单位:%)

时间	一年期存款利率	一年期贷款利率	一年期 Shibor 平均利率 ^①	使用者成本		投入还是产出	
				存款	贷款	存款	贷款
2006 年	2.52	6.12	2.98 ^②	-0.46	-3.14	产出	产出
2007 年	4.14	7.47	3.581	0.559	-3.889	投入	产出
2008 年	2.25	5.31	4.489	-2.239	-0.821	产出	产出
2009 年	2.25	5.31	2.048	0.202	-3.262	投入	产出
2010 年	2.75	5.81	2.597	0.153	-3.213	投入	产出
2011 年	3.5	6.56	4.908	-1.408	-1.652	产出	产出
2012 年	3	6	4.776	-1.776	-1.224	产出	产出
2013 年	3	6.15	4.4	-1.4	-1.65	产出	产出

注:①根据该年一年期 Shibor 取平均数;②网站上公布的2006年 Shibor 期限是从2006年10月12日至2006年12月31日,本文取这一期间一年期 Shibor 均值。

资料来源:一年期存贷款利率来自和讯网(<http://data.bank.hexun.com>),一年期 Shibor 平均利率来自上海银行间同业拆借利率网站(<http://www.shibor.org/shibor/web/Dataservice>)的数据服务。

从表2可看出,2006-2013年间,贷款的使用者成本均为负,说明贷款为产出品;八年间存款的使用者成本三年为正(即使为正,数值也很小),五年为负,可以大体认为存款为产出品,接受产品法的假设。因此本文以产品法来构筑超越对数成本函数,以物质资本、人力资本和资金资本作为投入品,存款、贷款、表外项目、其他盈利资产作为产出品,超越对数成本函数设定为:

$$\begin{aligned} \ln tc = & \alpha_0 + \sum_{k=1}^3 \alpha_k \ln w_k + \sum_{i=1}^4 \beta_i \ln y_i + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{m=1}^3 \delta_{km} \ln w_k \ln w_m + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} \ln y_i \ln y_j + \\ & \sum_{k=1}^3 \sum_{i=1}^4 \rho_{ki} \ln w_k \ln y_i + \theta_1 trend + \frac{1}{2} \theta_2 trend^2 + \sum_{k=1}^3 \lambda_k trend \times \ln w_k + \sum_{i=1}^4 \xi_i trend \times \ln y_i + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

(2)式中, tc 、 w 、 y 分别表示总成本、投入品价格、产出, w_1 、 w_2 、 w_3 分别代表资金成本、人力成本和物质成本, y_1 、 y_2 、 y_3 、 y_4 分别代表存款、贷款、表外项目、其他盈利资产, $trend$ 是一个时间趋势项。所有变量的涵义与数据来源详见表1。

超越对数成本函数有三个基本约束:投入品价格的齐次线性、成本耗尽性以及对称性(Beattie and Taylor, 1985; Jorgenson, 1986)。为满足上述要求,对方程(2)施加如下约束:

①从国际经验和中国自身历程看,经过多年的建设培育,Shibor已成为企业债券、衍生品等金融产品和服务定价的重要基准;从调控能力看,货币政策向金融市场各类产品传导的渠道也已较为畅通。并且,Shibor的波动性比现有民间借贷的利率要稳定,更能反映资金市场情况,如2013年6月中“钱荒”时期Shibor的异动。

$$\sum_{k=1}^3 \alpha_k = 1 \quad \sum_{k=1}^3 \sum_{i=1}^4 \rho_{ki} = 0 \quad \sum_{k=1}^3 \sum_{m=1}^3 \delta_{km} = 0$$

将存款和贷款分别对总成本求导,其边际成本分别表示为:

$$mc_1 = \frac{\partial tc}{\partial y_1} = (\beta_1 + \sum_{j=1}^4 \gamma_{1j} + \sum_{k=1}^3 \rho_{k1} + \xi_1 trend) \times \frac{tc}{y_1} \quad (3)$$

$$mc_2 = \frac{\partial tc}{\partial y_2} = (\beta_2 + \sum_{j=1}^4 \gamma_{2j} + \sum_{k=1}^3 \rho_{k2} + \xi_2 trend) \times \frac{tc}{y_2} \quad (4)$$

为了满足标准齐次条件,本文将利润和投入品价格都除以物质资本成本,以消减异方差的影响。使用似不相关回归技术(SUR)估计方程(2)①,得到相应的系数后代入方程(3)和(4),求出存款和贷款的边际成本。

考虑到存款和贷款不同的 Boone 指数以及 β 随时间而变的特性,将方程(1)变为:

$$\ln s_1 = \alpha + \sum_{t=1}^T \beta_t d_t \ln mc_1 + \sum_{t=1}^{T-1} \gamma_t d_t + \varepsilon \quad (5)$$

$$\ln s_2 = \alpha + \sum_{t=1}^T \beta_t d_t \ln mc_2 + \sum_{t=1}^{T-1} \gamma_t d_t + \varepsilon \quad (6)$$

(5)、(6)式中: s_1 、 s_2 分别表示存款和贷款的市场份额。 d_t 为时间虚拟变量,在 t 年为 1,否则为 0,用来捕捉技术变化的影响。鉴于市场份额与边际成本可能的内生性,使用差分广义矩方法(GMM)估计 Boone 指数,使用边际成本的滞后一期项和滞后二期项作为工具变量,估计出的各年(1997–2011 年)存款和贷款的 Boone 指数,如图 1 所示。

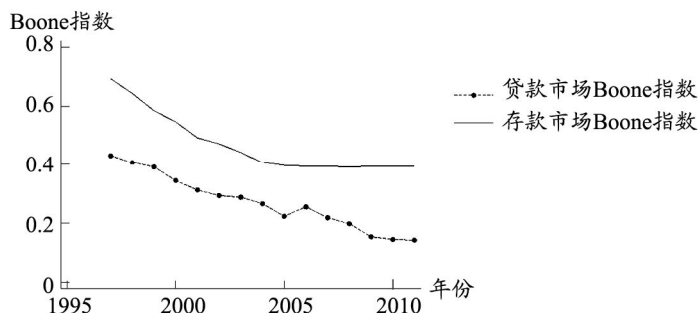


图 1 中国银行业 1997–2011 年存款市场和贷款市场的边际成本

从图 1 可看出,无论是存款市场,还是贷款市场,1997–2011 年中国银行业的市场力呈现上升趋势,贷款市场的市场力高于存款市场的市场力,说明中国银行业贷款市场的卖方市场特征明显。

五、中国银行业稳定性测度:“稳定非效率”指数

Z 值通常被用于评估整个金融业的稳定性(Boyd et al., 2006; Berger et al., 2009)。 Z 值的增加显示整个银行业风险敞口的下降,银行业更稳定。但 Z 值往往用在横截面 OLS 估计

①有些学者对超越对数成本函数估计边际成本时,使用 OLS,如 Van Leuvensteijn 等(2007),但由于超越对数成本函数包括大量的解释变量,很可能带来多重共线性问题而产生参数估计偏误,因此本文使用似不相关回归技术估计超越对数成本函数。

中,为了在面板数据中运用 Z 值,借鉴 De Nicolò 等(2004)的方法,允许每一家银行在不同时间有不同的 Z 值,则 Z 值可表示为:

$$Z_{it} = \frac{ROA_{it} + E/TA_{it}}{|ROA_{it} - \overline{ROA_{it}}|}$$

其中, ROA 表示资产利润率, E 表示股东权益, TA 表示单个银行的总资产。将 Z 值作为稳定性指标去评估银行业稳定与竞争间的关系,一是容易带来稳定性指标与竞争性指标的内生性问题;二是 Z 值并不必然反映每一家银行能获得的潜在稳定性。Fang 等(2011)认为在给定的经济和监管条件下,需要考虑银行现时的稳定性与最大可能稳定性之间的差距,他们称之为“稳定非效率”。对“稳定非效率”的测量,以 Z 值作为因变量,使用随机前沿方法进行估计。方程形式与超越对数成本很类似,不同的是因变量不是成本,而是 Z 值,误差项 $\varepsilon_{it} = \nu_{it} - \mu_{it}$, 第一项 ν_{it} 捕捉随机扰动因素,假设服从正态分布,代表测量误差和其他非控制因素,即 $\nu_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$; 第二项捕捉技术和配置非效率,假设为半正态分布,即 $\mu_{it} \sim N^+(\mu_{it}, \sigma_\mu^2)$ 。模型设定为:

$$\ln Z = \alpha_0 + \sum_{k=1}^3 \alpha_k \ln w_k + \sum_{i=1}^4 \beta_i \ln y_i + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{m=1}^3 \delta_{km} \ln w_k \ln w_m + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 \gamma_{ij} \ln y_i \ln y_j + \sum_{k=1}^3 \sum_{i=1}^4 \rho_{ki} \ln w_k \ln y_i + \theta_1 trend + \frac{1}{2} \theta_2 trend^2 + \ln gdp pc + \nu - \mu \quad (7)$$

与对方程(2)的处理一样,为了满足齐次线性条件,将 Z 值和投入品价格都除以物质资本成本,以消减异方差的影响。使用随机前沿技术估计方程(7),得到 μ_{it} , 即为“稳定非效率”。为了更好地估计“稳定非效率”,本文使用五个模型,分别是:两个时变固定效应模型——Lee 和 Schmidt(1993)模型(简称 LS93 模型)以及 Cornwell 等(1990)模型(简称 CSS90 模型),一个非时变固定效应模型——Schmidt 和 Sickles(1984)模型(简称 SS84 模型),一个真实固定效应模型——Green(2005a)模型(简称 TFE2005 模型),一个真实随机效应模型——Green(2005b)模型(简称 TRE2005 模型),实证结果见表 3:

表 3 方程(7)的实证分析结果

	LS93 模型	CSS90 模型	SS84 模型	TFE2005 模型	TRE2005 模型
$\ln pf_pk$	-0.523 *** (-0.89)	-0.0740 (-0.10)	-1.152 (-1.34)	-1.152 (-1.43)	-1.780
$\ln pl_pk$	0.584 (0.95)	0.276 (0.31)	1.633 * (1.75)	1.633 * (1.87)	2.389
$\ln deposit$	-2.407 *** (-4.60)	-4.777 *** (-5.09)	-3.461 (-4.15) ***	-3.461 *** (-4.45)	-2.723
$\ln loan$	1.714 *** (2.93)	2.743 *** (2.91)	1.543 * (1.71)	1.543 * (1.84)	1.676
$\ln oea$	0.685 (1.63)	1.347 ** (2.33)	0.571 (0.96)	0.571 (1.03)	1.011
$\ln obs$	-0.339 * (-1.71)	0.431 (0.86)	0.326 (0.90)	0.326 (0.97)	-0.426
$(\ln pf_pk)^2$	-0.114 (-1.15)	-0.611 *** (-5.72)	-0.338 ** (-2.41)	-0.338 *** (-2.58)	-0.209
$(\ln pl_pk)^2$	0.166 (1.20)	-0.440 *** (-3.24)	0.115 (0.63)	0.115 (0.67)	0.211
$\ln pf_pk \times \ln pl_pk$	-0.000331 (-0.00)	1.198 *** (5.45)	0.322 (1.10)	0.322 (1.18)	0.0441

续表 3

方程 (7) 的实证分析结果

	LS93 模型	CSS90 模型	SS84 模型	TFE2005 模型	TRE2005 模型
$(\ln deposit)^2$	-0.0808** (-2.31)	0.126** (2.23)	0.0151 (0.28)	0.0151 (0.30)	-0.0378
$(\ln loan)^2$	-0.139*** (-2.74)	-0.113 (-1.54)	-0.120* (-1.88)	-0.120** (-2.01)	-0.119
$(\ln oea)^2$	0.0900 (0.76)	-0.0329 (-0.39)	-0.0589 (-0.59)	-0.0589 (-0.64)	-0.0682
$(\ln obs)^2$	-0.0167 (-1.53)	-0.0184 (-0.70)	-0.0244 (-1.12)	-0.0244 (-1.20)	-0.0113
$\ln deposit \times \ln loan$	0.413*** (2.75)	0.0518 (0.33)	0.218 (1.43)	0.218 (1.53)	0.219
$\ln deposit \times \ln oea$	0.00454 (0.04)	0.0661 (0.64)	0.0966 (0.90)	0.0966 (0.96)	0.0764
$\ln deposit \times \ln obs$	-0.139** (-2.48)	0.0286 (0.36)	-0.0671 (-0.74)	-0.0671 (-0.80)	-0.0435
$\ln loan \times \ln oea$	-0.285* (-1.92)	-0.0216 (-0.17)	-0.0844 (-0.61)	-0.0844 (-0.66)	-0.0976
$\ln loan \times \ln obs$	-0.0258 (-0.45)	-0.00685 (-0.08)	-0.0792 (-0.87)	-0.0792 (-0.93)	-0.0643
$\ln oea \times \ln obs$	0.213*** (4.25)	-0.0198 (-0.32)	0.163** (2.41)	0.163*** (2.59)	0.178
$\ln pf_pk \times \ln deposit$	0.232 (1.15)	0.745*** (3.22)	0.622*** (2.70)	0.622*** (2.90)	0.270
$\ln pf_pk \times \ln loan$	-0.378* (-1.77)	-0.340 (-1.35)	-0.517* (-1.89)	-0.517** (-2.03)	-0.414
$\ln pf_pk \times \ln oea$	0.0272 (0.18)	-0.0602 (-0.32)	-0.0787 (-0.42)	-0.0787 (-0.45)	0.190
$\ln pf_pk \times \ln obs$	0.0703 (0.75)	-0.474*** (-3.41)	-0.123 (-0.82)	-0.123 (-0.88)	-0.0529
$\ln pl_pk \times \ln deposit$	-0.491** (-2.29)	-1.044*** (-4.11)	-0.846*** (-3.41)	-0.846*** (-3.65)	-0.508
$\ln pl_pk \times \ln loan$	0.508** (2.20)	0.571** (2.10)	0.592** (2.05)	0.592** (2.20)	0.479
$\ln pl_pk \times \ln oea$	0.270* (1.66)	0.294 (1.44)	0.337 (1.59)	0.337* (1.70)	0.0438
$\ln pl_pk \times \ln obs$	-0.116 (-1.09)	0.508*** (3.01)	0.132 (0.76)	0.132 (0.82)	0.0571
$trend$	-0.0992*** (-3.65)	0.976883 (-0.46)	-0.362*** (-4.05)	-0.362*** (-4.34)	-0.379
$(trend)^2$	0.00141 (1.05)	0.867565 (0.49)	-0.00308* (-1.81)	-0.00308* (-1.94)	-0.00327
$\ln gdppc$	0.840*** (7.37)	6.210*** (7.35)	5.576*** (5.98)	5.576*** (6.41)	5.531
N	1 316	1 316	1 316	1 316	1 316
σ_u	0.69	2623	0.771	0.03	0.032
σ_v	0.967	0.771	0.982	0.916	0.98
λ				0.033	0.033

注: (1) * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; (2) 括号下面为 t 值; (3) pf_pk 、 pl_pk 分别为资金成本和人力成本除以物质成本的变量; (4) $\ln pf_pk$ 表示资金成本 (pf) 除以物质成本 (pk) 后取对数, 同理, $\ln pl_pk$ 表示人力成本 (pl) 除以物质成本 (pk) 后取对数。

从表 3 可看出, 五种模型中两种时变固定效应模型较显著, 但从 σ_μ 、 σ_ν 看, 明显 LS93 模

型标准差更小。因此采用 LS93 模型对中国银行业的“稳定非效率”进行分析,而且从该模型各变量的系数看,也符合经济学意义。

六、中国银行业市场力与稳定性关系的实证分析

影响银行业稳定性的因素除了市场力外,还包括银行自身因素以及资本市场发展状况等因素。反映银行自身情况的变量包括:规模、经营模式、资本化比率、信用风险等,分别用银行总资产、分散化指数、股东权益比、不良贷款比率表示。总资产作为控制银行规模的变量,因为规模更大的银行更可能“太大而不能倒”。权益比反映银行风险偏好上的差异 (Stiroh, 2004)。不良贷款比率作为测量银行资产质量的指标。考虑到资产越分散的银行,风险越小这一事实,本文用分散化指数 (Laeven and Levine, 2007) 作为反映银行风险的指标^①。一般认为,银行规模越大,分散化指数越高,股东权益比越高,不良贷款比率越低,银行越稳定。用每年的股票市场市值加上国库券和债券发行量表示资本市场发展状况。资本市场发展状况与银行稳定性并不存在确定的关系,既可能是正相关,发展良好的资本市场,同时也会促进银行业的稳定;也可能是负相关,因为存在融资上的替代关系。上述变量的界定、计算与来源见表 1。模型构建如下:

$$\ln\mu = \alpha_0 + \alpha_1 \ln bd + \alpha_2 (\ln bd)^2 + \alpha_3 \ln ta + \alpha_4 \ln eq_ta + \alpha_5 \ln di + \alpha_6 \ln rnp l + \alpha_7 \ln cmv_gdp + \alpha_8 trend + \varepsilon \quad (8)$$

$$\ln\mu = \alpha_0 + \alpha_1 \ln bl + \alpha_2 (\ln bl)^2 + \alpha_3 \ln ta + \alpha_4 \ln eq_ta + \alpha_5 \ln di + \alpha_6 \ln rnp l + \alpha_7 \ln cmv_gdp + \alpha_8 trend + \varepsilon \quad (9)$$

(8)、(9)式中, μ 代表“稳定非效率”, bd 是存款市场 Boone 指数的绝对值,表示存款市场上的市场力; bl 是贷款市场 Boone 指数的绝对值,表示贷款市场上的市场力。加入 Boone 指数的平方项,是考虑到市场力与稳定性之间的非线性关系。同时,考虑到稳定性与市场力之间可能存在的相互影响关系,本文使用差分 GMM 估计二者关系。替代 Boone 指数的工具变量是单个银行的市场份额、金融自由度 (来自于 Heritage Foundation) 和固定资产/总资产,市场份额作为工具变量是因为市场份额越大,越有能力实施市场力,进而对银行稳定产生影响;金融自由度作为工具变量是因为政府所有权和干预影响了银行竞争;同样,固定资产多,反映了银行有更多的分支网络,市场力越强。为了更好地说明差分 GMM 模型分析结果的稳健性,表 4 列出了存款和贷款三种模型的实证结果。

从表 4 可看出,三种模型的调整 R^2 大体相同,其系数的显著性也相差无几,但考虑到稳定性与市场力之间的相互影响,本文倾向于采用差分 GMM 模型^②。从差分 GMM 模型 Hansen-J 统计值的 p 值看,不管是存款市场还是贷款市场,其 p 值显著大于 0.1,说明使用的工具变量是有效工具变量,与误差项不相关;从 Kleibergen-paap 秩最大似然率的 p 值看,显

①分散化指数用 $1 - \left| \frac{\text{净利息收入} - \text{其他运营收入}}{\text{总运营收入}} \right|$ 表示,银行净利息收入占比越高,这一指数越低。这一指数越低,表明银行资产主要集中在贷款上,一旦不良贷款急增,银行风险随之增加。所以,分散化指数与风险负相关。

②事实上,表 4 反映出的 2SLS 模型与 GMM 模型得出的结论基本一致,不过这也正好说明了 GMM 模型分析的稳健性。

著为 0,拒绝方程为识别不足的原假设,意味着模型被识别。因此,采用 GMM 模型是恰当的。

表 4 银行市场力与稳定性关系的实证分析结果

	存款 OLS 模型	贷款 OLS 模型	存款 2SLS 模型	贷款 2SLS 模型	存款 GMM 模型	贷款 GMM 模型
<i>lnbd</i>	0.963 *** (4.59)		2.585 *** (9.03)		2.514 *** (8.18)	
<i>lnbl</i>		0.222 (1.39)		-2.181 *** (-3.85)		-1.607 *** (-2.90)
$(\ln bd)^2$	1.237 * (1.12)		2.765 (0.76)		2.684 (0.84)	
$(\ln bl)^2$		0.355 (-0.89)		-3.754 (0.975)		-2.079 (0.563)
<i>lneq_ta</i>	0.113 *** (3.53)	0.171 *** (5.59)	0.0258 (0.75)	0.101 *** (2.72)	0.0269 (0.79)	0.107 ** (2.57)
<i>lnta</i>	-0.0884 ** (-2.05)	-0.0232 (-0.55)	-0.184 ** (-4.02)	-0.117 ** (-2.29)	-0.191 *** (-3.67)	-0.158 *** (-2.85)
<i>ln di</i>	-0.0135 (-1.03)	-0.0112 (-0.85)	-0.0166 (-1.23)	-0.0168 (-1.15)	-0.0179 (-1.11)	-0.0197 (-1.24)
<i>lnrnpl</i>	0.0229 (1.02)	0.000164 (0.01)	0.0574 ** (2.45)	0.0247 (0.98)	0.0533 ** (2.31)	0.0371 (1.58)
<i>ln cmv_gdp</i>	0.671 *** (23.21)	0.681 *** (23.33)	0.646 *** (21.69)	0.732 *** (21.43)	0.647 *** (28.18)	0.725 *** (25.53)
<i>trend</i>	0.257 *** (17.25)	0.228 *** (13.76)	0.335 *** (18.84)	0.0424 (0.94)	0.334 *** (18.25)	0.113 ** (2.48)
<i>_cons</i>	-0.200 (-0.51)	-0.982 *** (-2.78)				
<i>N</i>	1 155	1 155	1 154	1 154	1 154	1 154
adj. R^2	0.790	0.786	0.777	0.738	0.779	0.757
Anderson Canonical correlation LM statistic (<i>p</i> value)			66.628 (0.000)	50.197 (0.000)		
Sargan statistic (<i>p</i> value)			10.600 (0.215)	16.212 (0.207)		
Kleibergen - paap rk LM statistic (<i>p</i> value)					92.166 (0.000)	64.801 (0.000)
Hansen - J statistic (<i>p</i> value)					9.809 (0.317)	12.392 (0.256)

注:(1) * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; (2) 各变量系数下面括号中的值为 *t* 统计值。

GMM 模型的分析可得到如下结论:

第一,市场力与稳定性的关系依赖于存贷款市场。GMM 模型中,存款市场上的市场力系数为正(2.514),贷款市场上的市场力系数为负(-1.607),表明市场力与稳定性的关系依赖于存贷款市场的差异。

第二,存款市场上的市场力与稳定性负相关,而贷款市场上的市场力与稳定性正相关。存款市场的 Boone 指数的系数为正,说明存款市场上的市场力与“稳定非效率”正相关,意味着存款市场上的市场力与稳定性负相关;贷款市场的 Boone 指数的系数为负,说明贷款市场上的市场力与“稳定非效率”负相关,意味着贷款市场上的市场力与稳定性正相关。可能的

解释是,银行机构在贷款市场上的市场力有助于“特许权价值”的提高,利润的增加提高了机构的稳定性;而银行机构在存款市场上的市场力往往会使银行患上“太大而不能倒”的幻觉,扭曲其风险动机,最终有损于银行稳定。

第三,加入市场力指标的平方项后,不管哪个模型都不是很显著,说明样本期间中国银行业市场力与稳定性不存在非线性关系。

第四,资产规模越大,银行越稳定。从表 4 可看出,不管在存款市场,还是贷款市场,其系数与“稳定非效率”显著负相关,即与稳定性显著正相关。

第五,现阶段资本市场的发展与银行稳定负相关。这与一般理论认识不符,原因在于中国企业严重依赖银行的间接融资,当存在较大存贷利差时,银行可藉此获得大量利润;一旦企业不再严重依赖银行的间接融资,而可以从资本市场上获得其发展所需资金,银行利润将大大萎缩,导致银行不稳定。除非银行转轨成功,不再依赖存贷利差,而是通过创新获得生存发展机会,这时,资本市场的发展将与银行稳定变为相互促进的关系。

此外,为了说明结论的稳健性,本文还做如下稳健性检验:一是使用平衡面板数据代替非平衡面板数据。使用 1995—2012 年中国 16 家商业银行(包括 5 大有银行和另外 11 家全国性股份制商业银行)作为样本,采用同样的过程和方法,分析中国银行业存贷款市场上市场力与稳定性的关系;二是使用勒纳指数代替 Boone 指数。除市场力指标采用勒纳指数外,其他过程和方法不变,分析“稳定非效率”与勒纳指数之间的关系。三是使用风险调整的 ROA ^① 作为稳定性指标,分析它与存贷市场上的 Boone 指数之间的关系。四是分 1995—2001 年、2002—2008 年、2009—2012 年三个时段分别估计其存贷款市场上的市场力与“稳定非效率”之间的关系。不管是哪一种稳健性检验,都可以得到相似的结论。

七、结论

本文以 1995—2012 年在中国大陆境内运营的 141 家银行的非平衡面板数据为样本,按产品类别将银行业市场分为存款市场和贷款市场,分别计算了样本期间中国银行业存贷款市场的 Boone 指数,将其作为市场力指标;又借鉴 Fang 等(2011)的方法,采用随机前沿方法计算中国银行业的“稳定非效率”,将其作为银行业稳定性指标。最后以差分 GMM 方法估计了中国银行业存贷款市场上的市场力与“稳定非效率”之间的关系,研究表明:(1)中国银行业存贷款市场上的市场力存在显著差异,贷款市场上的市场力高于存款市场上的市场力。这与我们的观察和设想一致。中国银行业贷款市场由于利率管制,造成企业资金需求刚性,短边市场特征明显;而在存款市场,虽然存在利率管制,但由于资本市场的发展,形成直接融资与间接融资的替代关系,因此增强了居民存款的选择性,降低了银行机构在存款市场上的市场力。从长期看,随着贷款利率的放开,贷款市场上的市场力将逐步下降,存贷款市场上的市场力差距有逐渐缩小的趋势。(2)样本期间中国银行业的市场力呈现不断上升的走势。这一点出乎我们预料。近三十年中国银行业一直坚持结构改革和产权改革并行的原则,市场力应该是不断降低,怎么会不断上升?无独有偶,Schaeck 和 Čihák(2008)对中国银行业市场力使用 Boone 指数同样得出了这样的结论。对此的解释有两种可能,一是中国银行业的

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

改革还不彻底,远不及企业改革;二是改革出现了边际效应递减现象。(3)存款市场上的市场力与稳定性负相关,而贷款市场上的市场力与稳定性正相关。这同样出乎预料。一般而言,存款市场的市场力有利于银行筹集资金,有利于稳定;而贷款市场上的市场力会增加借款者的道德风险,加大违约可能性,从而不利于稳定。2008年肇始于美国的掠夺性借贷行为带来的“次贷”风波,即是明证。然而本文的实证却得出了与之相反的结论,可能的解释是,存款市场上的市场力虽然有利于筹集资金,但由此带来的“廉价”资金很可能不被珍惜而在贷款市场上被挥霍,从而损害了稳定性;也可能存款市场上的市场力带来了银行规模的扩张,使银行背上“太大而不能倒”的幻觉,扭曲其风险动机,最终有损稳定性。(4)现阶段中国资本市场的发展与银行稳定性负相关。原因在于中国银行业还处于转轨时期,严重依赖于存贷利差,而资本市场的发展会抽走银行的部分资金,会吸收原先属于银行的客户参与资本市场的活动,因此不利于银行业的稳定。

对目前中国银行业改革而言,一方面加快利率市场化步伐,特别是存款利率市场化的步伐,降低存贷款市场上的市场力;利率市场化也有助于加速中国银行业的转轨,促进资本市场与银行业的协调发展。另一方面,加强银行业的竞争性管制,特别是加强对金融消费者的保护,激活民间资本,鼓励民间资本以多种形式进入金融业,从而适当降低中国银行业的市场力。^①

参考文献:

- 1.陈晓卫,2012:《我国银行业竞争与银行效率关系研究》,《预测》第2期。
- 2.陈雄兵,2011:《银行业集中、竞争与稳定的研究述评》,《国际金融研究》第5期。
- 3.高玮,2012:《中国银行业竞争与稳定关系研究》,《金融理论与实践》第3期。
- 4.黄隽、汤珂,2008:《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》第1期。
- 5.柯孔林,2010:《中国银行业市场竞争结构测度:基于 Breshanan 范式研究》,《数理统计与管理》第4期。
- 6.李国栋、惠享玉、肖俊极,2009:《中国银行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》,《财经研究》第3期。
- 7.李华民,2005:《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》第8期。
- 8.秦宛顺、欧阳俊,2001:《中国商业银行业市场结构、效率和绩效》,《经济科学》第4期。
- 9.王相宁、张志洋,2010:《中国商业银行业市场势力对其效率和稳定性的影响》,《金融论坛》第12期。
- 10.吴秋实、江春,2006:《银行竞争与银行业稳定研究述评》,《国际金融研究》第7期。
- 11.余东华、马路萌,2012:《中国银行业竞争程度的测度分析——基于 P-R 模型和利率市场化》,《财贸研究》第4期。
- 12.赵旭,2011:《中国商业银行业市场势力、效率及其福利效应》,《财经研究》第3期。
- 13.周小川,2012:《金融危机中关于救助问题的争论》,《金融研究》第9期。
- 14.Allen, F., and D.Gale.2004.“Financial Intermediaries and Markets.” *Econometrica* 72(4):1023-1061.
- 15.Allen, F., and D.Gale.2000.*Comparing Financial Systems*.Cambridge, MA: MIT Press.
- 16.Amir, R.2003.“Market Structure, Scale Economies and Industry Performance.” Core Discussion Paper 65.
- 17.Barnett, W.A.1980.“Economic Monetary Aggregates an Application of Index Number and Aggregation Theory.” *Journal of Econometrics* 14(1):11-48.
- 18.Beattie, B.R., and C.R.Taylor, 1985.*The Economics of Production*.New York: Wiley.
- 19.Beck, T., A.Demirgüç-Kunt, and R.Levine.2006.“Bank Concentration, Competition, and Crises: First Results.”

^①银行业市场力改革并不是要消除银行业的市场力,一定程度的市场力是必需的,但过高的市场力应当限制,特别是限制那些滥用市场力的支配性行为。

- Journal of Banking and Finance* 30(5):1581–1603.
- 20.Beck,T.,O.De Jonghe,and G.Schepens.2013.“Bank Competition and Stability: Cross–Country Heterogeneity.” *Journal of Financial Intermediation* 22(2):218–244.
- 21.Beck,T.2008.“Bank Competition and Financial Stability: Friends or Foes?” The World Bank Working Paper 4656.
- 22.Berger,A.,L.Klapper,and R.T.Ariss.2009.“Bank Competition and Financial Stability.” *Journal of Financial Services Research* 35(2):99–118.
- 23.Boone,J.2008.“A New Way to Measure Competition.” *The Economic Journal* 118(531):1245–1261.
- 24.Boone,J.,R.Griffith,and R.Harrison.2005.“Measuring Competition.” AIM Research Working Papers 022.
- 25.Boone,J.,and M.Van Leuvensteijn.2010.“Measuring Competition Using the Profit Elasticity: American Sugar Industry, 1890–1914.” CEPR Discussion Paper 8159.
- 26.Boyd,J.,and G.De Nicoló.2005.“The Theory of Bank Risk Taking Revisited.” *Journal of Finance* 60(3):1329–1343.
- 27.Boyd,J.,G.De Nicoló,and A.Jalal.2006.“Bank Risk Taking and Competition Revisited: New Theory and Evidence.” IMF Working Paper 297.
- 28.Bresnahan,T.F.1982.“The Oligopoly Solution Concept Is Identified.” *Economics Letters* 10(1–2):87–92.
- 29.Bresnahan,T.F.1989.“Empirical Studies of Industries with Market Power.” In *Handbook of Industrial Organization*.Volume 2 of Handbook in Economics,edited by R.Schmalensee and R.D.Willig,chapter 17,1011–1057.Amsterdam:Elsevier Science Pub Co.
- 30.Bushman,R.,B.Hendricks,and C.Williams.2013.“Perceived Bank Competition: Operational Decision–Making and Bank Stability.” University of North Carolina–Chapel Hill Working Paper, <http://papers.ssrn.com/sol3/Delivery.cfm?abstractid=2196590>.
- 31.Cornwell,C.,P.Schmidt,and R.C.Sickles.1990.“Production Frontiers with Cross–sectional and Time–series Variation in Efficiency Level.” *Journal of Econometrics* 46(1–2):185–200.
- 32.Das,U.S.,J.Fiechter,and T.Sun.2013.*China’s Road to Greater Financial Stability: Some Policy Perspectives*.Washington D.C.: International Monetary Fund.
- 33.De Nicoló,G.,P.Bartholomew,J.Zaman,and M.Zephirin.2004.“Bank Consolidation, Internationalization and Conglomeration: Trends and Implications for Financial Risk.” *Financial Markets, Institutions and Instruments* 13(4):173–217.
- 34.Donovan,D.J.1978.“Modeling the Demand for Liquid Assets: An Application to Canada.” IMF Staff Papers 25(4):676–704.
- 35.Fang,Y.,I.Hasan,and K.Marton.2011.“How Institutions Affect Bank Risk: Evidence from a Natural Experiment in Transition Economies.” Paper Sessions,FMA Annual Meeting Program.
- 36.Goldberg,L.G.,and A.Rai.1996.“The Structure–Performance Relationship for European Banking.” *Journal of Banking and Finance* 20(4):745–771.
- 37.Greene,W.2005a.“Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models.” *Journal of Productivity Analysis* 23(1):7–32.
- 38.Greene,W.2005b.“Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model.” *Journal of Econometrics* 126(2):269–303.
- 39.Hancock,D.1985.“The Financial Firm: Production with Monetary and Non–Monetary Goods.” *Journal of Political Economy* 93(5):859–880.
- 40.Hauswald,R.,and R.Marquez.2006.“Competition and Strategic Information Acquisition in Credit Markets.” *Review of Financial Studies* 19(3):967–1000.
- 41.Iwata,G.1974.“Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly.” *Econometrica* 42(5):947–966.
- 42.Jorgenson,D.W.1986.“Econometric Methods for Modeling Producer Behavior.” In *Handbook of Econometrics*.Vol.3,edited by Zvi Griliches and Michael D.Intriligator,1841–1915.Amsterdam: North–Holland.
- 43.Keeley,M.C.1990.“Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking.” *American Economic Review* 80(5):1183–1200.
- 44.Lau,L.1982.“On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data.” *Economics Letters* 10(1–2):93–99.
- 45.Leaven,L.,and R.Levine.2007.“Is There a Diversification Discount in Financial Conglomerates?” *Journal of*

- Financial Economics* 85(2): 331–367.
46. Lee, Y.H., and P. Schmidt. 1993. “A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Efficiency.” In *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. Edited by H.O. Fried and S.S. Schmidt, 237–255. Oxford U.K.; Oxford University Press.
47. Marcus, A.J. 1984. “Deregulation and Bank Financial Policy.” *Journal of Banking and Finance* 8(4): 557–565.
48. Panzar, J., and J. Rosse. 1987. “Testing for Monopoly Equilibrium.” *Journal of Industrial Economics* 35(4): 443–456.
49. Repullo, R. 2004. “Capital Requirements, Market Power, and Risk-Taking in Banking.” *Journal of Financial Intermediation* 13(2): 156–182.
50. Schaeck, K., and M. Čihák. 2008. “How Does Competition Affect Efficiency and Soundness in Banking? New Empirical Evidence.” ECB Working Paper Series 932.
51. Schmidt, P., and R.C. Sickles. 1984. “Production Frontiers and Panel Data.” *Journal of Business & Economic Statistics* 2(4): 367–374.
52. Stiroh, K.J. 2004. “Diversification in Banking: Is Noninterest Income the Answer?” *Journal of Money, Credit and Banking* 36(5): 853–882.
53. Van Leuvensteijn, M., C. Kok-Sørensen, J.A. Bikker, and A. Van Rixtel. 2013. “Impact of Bank Competition on the Interest Rate Pass-through in the Euro Area.” *Applied Economics* 45(11): 1359–1380.
54. Van Leuvensteijn, M., J.A. Bikker, A. Van Rixtel, and C. Kok-Sørensen. 2007. “A New Approach to Measuring Competition in the Loan Markets of the Euro Area.” CEI Working Paper Series 6.
55. Vives, X. 2008. “Innovation and Competitive Pressure.” *Journal of Industrial Economics* 56(3): 419–469.
56. Xu, B., A.V. Rixtel, and M.V. Leuvensteijn. 2014. “Measuring Bank Competition in China: A Comparison of New versus Conventional Approaches Applied to Loan Markets.” Banco de Espana Working Paper 1404.

Research on the Nexus between Banking Market Power and Banking Stability in China: Based on Boone Indicator

Wang Guohong¹ and Wang Qing²

(1: Research Center of Hubei Financial Development and Financial Security; 2: Institute of Chinese Finance Studies, Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract: The nexus between the market power and the stability of the banking market is a pending academia problem. Based on the “market power state dependency” hypothesis, this paper attempts to investigate the nexus between the market power and the stability of the Chinese deposit and loan markets. Using the unbalanced panel data of 141 banks operating in Chinese mainland from 1995 to 2012, this paper calculates the Boone indicator of the Chinese deposit and loan market which is used as indicator of market power during the sample period using translog cost function; then using the stochastic frontier approach to calculate the Chinese Banking “stability inefficiency” which is used as the reverse indicator of banking stability; finally using difference GMM method to estimate the nexus between market power and stability in Chinese deposit and loan markets. This paper shows that: (1) Chinese deposit and loan markets have different market power, and loan market power is higher than the deposit market power. (2) Chinese banking market shows a rising trend during the sample period. (3) This Research supports the “market power state dependency” hypothesis—the nexus is negative in the deposit market, otherwise in the loan market. (4) Nowadays, the relationship between the development of the capital market and banking stability is negative.

Keywords: Banking Market Power, Banking Stability, Boone Indicator

JEL Classification: D4, G2, L1

(责任编辑: 孙永平、陈永清)