

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2022.06.005

效率是中国银行市场力之源吗

王国红,李正旺

(湖北经济学院 金融学院,武汉 430205)

摘要:市场力的高低并不能说明银行市场力的合理性,只有辨识其效率来源才能揭示中国银行市场力的合理性。本文以2004-2018年中国大陆运营的204家银行为样本,实证考察中国银行业的市场力是否来自效率,结果发现:不管是在外生还是内生的情况下,中国银行市场力与效率(包括成本效率与利润效率)都不存在显著的关系,样本期间,中国银行市场力主要来自市场集中度、存贷利差、贷款与GDP之比、广义货币供应量与GDP之比、房地产价格指数、银行资产规模等因素。进一步的研究表明,中国银行市场力的主要来源不是效率,而是贷款与GDP之比、广义货币供应量与GDP之比、房地产价格指数等资金侧因素,中央银行的“放水”加强了其市场力。对此,提出以下建议:创新直达实体经济的货币政策工具;加强债券市场建设,让更多的“活水”流向债券市场;加强并完善中国银行业金融伦理治理建设。

关键词:中国银行业;银行市场力;银行效率

中图分类号:F830.3

文献标志码:A

文章编号:1672-626X(2022)06-0045-12

一、引言

银行市场力是银行产业组织理论研究的核心范畴,对银行市场力的分析有助于制订恰当的银行竞争政策。目前银行市场力学术研究中存在一个误区,即忽略市场力的来源,仅根据所测量的银行市场力大小来判断该国(或地区)银行业市场结构的合理性。陈卫东和熊启跃(2021)认为,在全球范围内中国银行业五大行的市场份额之和处于较低水平,需重新评估“中国银行业存在垄断、低效和竞争不足”^[1]。这一观点值得商榷,不能因为市场份额处于较低水平,就断言中国银行市场力处于合理的程度。即使假定市场份额能准确地衡量银行市场力,但并非高的市场力就是不合理的,低的市场力就是合理的,对市场力的研究应区分市场力的来源^①。如果市场力来自效率,即使高的市场力也可能是合理的;如果不是来自效率,而是来自行政垄断等政策因素,低的市场力也是不合理的^②。Chortareas等(2011)认为,持续性的市场力如果来自效率,则有利于居民和企业;如果来自非竞争性因素,则会有损居民和企业福利。这种受损包括高的借款成本、信贷约束以及受损的中介服务^[2]。中国银行业经过40多年的市场结构改革和产权改革,市场竞争有了较大程度的改善,银行市场力显著下降,但仅此并不足以表明中国银行市场力处于合理的水平,仍需结合中国银行市场力的来源才能作出较为准确的判断,即现有市场力到底是来自效率,还是来自行政垄断等政策因素。

收稿日期:2022-07-28

基金项目:国家社会科学基金项目(17BJY236)

作者简介:王国红(1971-),男,湖北天门人,湖北经济学院金融学院教授,研究方向为银行竞争与管制;李正旺(1974-),男,湖南娄底人,湖北经济学院金融学院副教授,研究方向为普惠金融。

二、文献综述

国内对银行市场力的关注起源于中国银行业是否存在垄断的争论,导火索是2012年关于中国银行业超额利润的争论。2012年上市公司年报唯有银行业一枝独秀,其他行业全行业亏损,2012年A股16家上市银行的三季报显示,16家上市银行总利润达8168亿元,四大行的利润总和为5702亿元,占比达7成。其中,工行利润最多,该行前三季度实现净利润1856.02亿元,大约日赚6.87亿元。著名财经评论人马光远(2012)认为,靠高准入门槛和行政性定价谋取暴利的垄断一方面导致银行服务的高价,另一方面又使得金融机构无法满足实体经济的需要,因此中国银行业是伪竞争真垄断^[3]。鲁桂华(2012)也认为银行业高额利润源于“双向垄断”,即存、贷款市场上的双头垄断^[4]。王国刚(2012)认为中国银行业真正的问题不是垄断,也不存在垄断,而是卖方优势市场格局^[5]。刘先云(2012)认为息差是银行业最主要的暴利来源,而巨额息差的产生很大程度上源于官定利率制度,认为推行利率市场化势在必行^[6]。周小川(2012)认为银行业并不存在垄断,银行业利润较高并不是垄断造成的^[7]。对银行超额利润问题,吴晓灵(2012)认为中国银行业存贷利差相对较高,某些收费不透明,巨额利润不合理,需要继续推进改革^[8]。

那么,中国银行业是否存在垄断?应该说,中国银行业不存在传统经济学意义上的垄断。经过多年改革,中国银行市场力逐步下降,竞争逐渐增强,市场结构可以归纳为垄断竞争格局,不存在某一家大银行或者几家大银行垄断整个市场的现象。中国银行业的高额利润一方面来自政府的利率管制,另一方面更多地来自经济高速发展对资本巨大的需求,或者说改革红利。吴晓灵(2012)认为:“中国银行市场力目前还相对较高,但这是改革过程中的事情,可以通过银行竞争改革加以纠正。”^[8]本文赞成这一观点。之所以认为中国银行市场力目前还相对偏高,是基于观察到的这些特征事实:一是中国银行业利润高;二是从业员工工资高^[3];三是金融腐败比较严重;四是银行业不合理收费较多。中国银行市场力相对偏高其形成原因主要有:一是历史因素;二是市场进入壁垒;三是利率管制;四是转轨时期资本的无序扩张;五是资本的稀缺性和行业规模经济性推高了市场力。

国外文献对银行市场力的分析,大多集中在市场力测量指标与市场力所带来的经济后果上,包括银行竞争对稳定的影响^[9],以及银行竞争对效率的影响^[10],但对银行市场力影响因素的分析较少,只有De Guevara和Maudos(2007)的文章与此直接相关,他们使用1986—2002年西班牙银行业的例子来论证银行市场力的影响因素^[11]。目前尚无研究中国银行市场力影响因素的文献,大多探讨的是中国银行业是否存在垄断^[3,6,8],以及中国银行业高额利润的来源^[12]。分析中国银行市场力的来源有两个目的:一是揭示中国银行市场力是否来源于效率,以此评论市场力的合理性;二是探讨中国银行市场力影响因素并排序,以便寻找应对中国银行市场力的举措。

本文拟在De Guevara和Maudos(2007)^[11]的基础上作以下改进:第一,鉴于传统的勒纳指数的不足,使用经效率调整的勒纳指数。De Guevara和Maudos(2007)代理市场力的指标是传统的勒纳指数,但传统的勒纳指数没有考虑潜在的成本非效率,因为它假设利润效率(最优价格选择)与成本效率(最优投入选择)同时存在,因此带来参数估计上的偏误^[13-14],也没有考虑银行可能利用市场力实施盘剥性定价的行为。借鉴Koetter等(2009)^[14]提出的效率调整的勒纳指数作为市场力指数,能够克服传统的勒纳指数的不足。第二,De Guevara和Maudos(2007)代理效率的指标是成本与收入之比,鉴于这种财务指标不能很好地刻画银行效率的问题,使用随机前沿方法(Stochastic Frontier Approach, SFA)测量成本效率^[4]。第三,鉴于市场力指数与效率可能的内生性,使用两种方法克服,一是将市场力这一因变量滞后一期,作为解释变量,并将其他解释变量都滞后一期;二是使用两阶段最小二乘回归(2SLS)和系统广义矩方法(SYSGMM)。

三、数据、变量与模型

(一)数据

通过BankFocus数据库、各大银行门户网站,搜集了中国大陆204家银行,包括六大行、12家全国型股份制商业银行、104家区域型股份制商业银行、44家农村商业银行、38家外资银行的2004—2018年的非平衡面板数据,共2313个样本观察值^⑤。这204家银行2018年的资产份额、存款份额与贷款份额分别是87.6%、83.3%与86.8%,具有较强的代表性。

按下列原则确定样本:第一,排除中国人民银行、政策性银行及其他非银行金融机构,保证样本的同质性;第二,有至少连续五年的数据;第三,有主要变量如总成本、三种投入品价格、总盈利资产等变量所需的数据。在数据的处理上:第一,BankFocus数据库的数据既有合并报表的数据,也有非合并报表的数据,很多文献特别注明使用非合并报表数据^[15-16],本文也使用非合并报表数据,即不使用集团层面的数据,仅使用银行层面的数据;第二,外资银行的数据(如以美元、港元计价),以当年年底的外汇牌价进行人民币金额换算;第三,所有的绝对值数额的数据均以2004年为基期,按GDP平减指数进行调整;第四,所有数据(除虚拟变量)分别在第2.5百分位和第97.5百分位进行缩尾处理,以剔除离群值的影响。

(二)变量

De Guevara和Maudos(2007)^[11]通过对勒纳指数的推导,认为勒纳指数主要受以下因素的影响:竞争者的数量、银行规模、需求弹性、违约风险、专业化水平、效率等。

集中度(HHI),代理竞争者的数量^[17-18]。一般来说,市场集中度越高,合谋可能性越大,市场力越大。因为集中度与市场力可能存在非线性关系,因此引入其平方项。

银行规模(ASSETS),用银行资产规模代理。预期银行规模与市场力呈现非线性关系,即在达到某一资产规模前,随着资产规模的提高,由于规模经济作用,市场力上升;但达到这一规模后,反而出现规模不经济,市场力下降。因此引入规模自然对数的平方项。

贷款与GDP之比(L_GDP),代理需求弹性^[11]。银行业总贷款与GDP的比率越大,代表社会对间接融资的依赖更大,需求弹性小,银行市场力大。预期二者正相关。

贷款损失准备金比率(NPLs),代理违约风险。预期它的效应是负的,即较高的违约风险、较低的市场力。

非利息收入占比(NII),代理专业化水平^[19]。预期效应是负的,非利息收入占比越高,市场力越小。

效率(E^c),用成本技术效率代理。有的文献使用成本与收入之比作为效率的代理指标^[11,20],本文使用前沿成本函数,利用SFA方法计算技术效率。对效率与市场力的关系,按效率结构假说,效率越高,边际成本越低,勒纳指数越高,从而市场力越大。

除上述文献提到的这些变量外,基于中国银行市场力现实影响因素,另加入三个变量。一是存贷利差(NIG),用贷款利率减去存款利率,而贷款利率等于利息收入与总贷款之商,存款利率等于利息支出与总存款之商,这一变量反映中国银行业的实际市场力。二是房地产价格指数(REPR),中国银行业贷款主要集中在房地产贷款,房地产价格指数越高,相应提高了银行在贷款市场上的市场力,预期二者正相关,这一数据来自中国统计局发布的《国民经济和社会发展统计公报》。三是M2/GDP(M2_GDP),反映广义货币量对银行市场力的影响,预期这一效应为负,因为当广义货币量上升时,如果需求不发生变化,预示银行市场力下降。

(三)模型

本文主要目的是考察中国银行市场力是否来自效率,而效率与市场力很可能存在互为因果的关系。一方面,按“安静生活”假设,市场力越强,银行失去努力工作的动机,效率越低;另一方面,银行效率越高,边际成本越低,其勒纳指数越大,代表市场力越强。这种互为因果的关系带来内生性问题,遵照部分学者的方法^[21-24],

考虑固定效应面板模型,将解释变量都滞后一期,降低反向因果的影响^[25]。模型设计为:

$$\ln L_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \ln HHI_{i,t-1} + \beta_2 \ln HHI2_{i,t-1} + \beta_3 \ln ASSETS_{i,t-1} + \beta_4 \ln ASSETS2_{i,t-1} + \beta_5 \ln L_GDP_{i,t-1} + \beta_6 \ln NPLS_{i,t-1} + \beta_7 \ln NII_{i,t-1} + \beta_8 \ln E_{i,t-1}^C + \beta_9 \ln NIG_{i,t-1} + \beta_{10} \ln REPR_{i,t-1} + \beta_{11} \ln M2_GDP_{i,t-1} + \lambda_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\ln L_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \ln HHI_{i,t-1} + \beta_2 \ln HHI2_{i,t-1} + \beta_3 \ln ASSETS_{i,t-1} + \beta_4 \ln ASSETS2_{i,t-1} + \beta_5 \ln L_GDP_{i,t-1} + \beta_6 \ln NPLS_{i,t-1} + \beta_7 \ln NII_{i,t-1} + \beta_8 \ln E_{i,t-1}^P + \beta_9 \ln NIG_{i,t-1} + \beta_{10} \ln REPR_{i,t-1} + \beta_{11} \ln M2_GDP_{i,t-1} + \lambda_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

变量取对数是为了消减异方差的影响。加入固定效应项 λ_i , 一是为了考察不随时间变化的个体效应及不可观测的随机因素的影响,二是为了更好地缓解内生性问题。模型(1)反映的是成本效率对银行市场力的影响,模型(2)反映的是利润效率对银行市场力的影响。

四、研究设计

(一)被解释变量——市场力的估计

对银行市场力的测量,采用经效率调整的勒纳指数,这样一方面克服了传统的勒纳指数没考虑效率的缺陷,同时还可保证得到微观层面的市场力指数。其计算公式为:

$$L = \frac{(P\hat{B}T/TA + T\hat{O}C/TA) - \hat{M}C}{P\hat{B}T/TA + T\hat{O}C/TA} \quad (3)$$

其中, L 为效率调整的勒纳指数, $P\hat{B}T$ 为税前利润的预估值, $T\hat{O}C$ 为运营成本的预估值, $\hat{M}C$ 为银行个体的边际成本。对式(3)的测量需同时估计三个方程, $P\hat{B}T$ 使用非标准利润函数,采用SFA方法预测; $T\hat{O}C$ 使用标准成本函数,采用SFA方法预测;边际成本 $\hat{M}C$ 通过对标准成本函数微分求得。这样求得的各类银行的经效率调整的勒纳指数见表1。

表1 中国银行业各类银行的市场力指数

银行类型	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
六大行	0.39	0.06	0.27	0.42	0.44
全国型股份制商业银行	0.38	0.04	0.29	0.40	0.42
区域型股份制商业银行	0.30	0.00	0.29	0.31	0.31
农村商业银行	0.31	0.02	0.27	0.32	0.33
外资银行	0.32	0.07	0.16	0.34	0.40
总体	0.32	0.07	0.16	0.34	0.41

从表1可看出,虽然六大行的市场力最高,其次是全国型股份制商业银行,再次是外资银行、农村商业银行与区域型股份制商业银行,但其差距较小,这与用市场份额衡量的市场力有较大区别。如果用市场份额衡量,六大行与其他类型商业银行有很大区别。表1说明样本期间中国银行市场力差距缩小,有不断收敛的倾向。

(二)核心解释变量——效率估计

本文将效率分为成本效率与利润效率。不采用财务指标形式的效率测量方法,采用SFA方法测量。成本函数使用标准成本函数,利润函数使用非标准利润函数^⑥。成本函数(利润函数)采用超越对数成本函数,三种投入品分别是资金、人力与物质资本,产出为盈利性资产^⑦。对其效率估计,遵循Greene(2005)的方法,采取“真实固定效应”的估计方法,非效率项的分布假定为指数分布^[26]。因为从文献对中国银行业的效率分

析中可得知,中国银行业效率间的个体差异很大,利用固定效应模型能更好地捕捉个体差异对银行业效率的影响。各类银行成本效率和利润效率的描述性统计分别见表2和表3。

表2 中国银行业各类银行的成本效率

银行类型	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
六大行	0.89	0.08	0.65	0.90	1
全国型股份制商业银行	0.87	0.09	0.49	0.89	1
区域型股份制商业银行	0.84	0.16	0.03	0.87	1
农村商业银行	0.87	0.15	0.10	0.91	1
外资银行	0.70	0.31	0.21	0.88	1
总体	0.81	0.16	0.03	0.83	1

表3 中国银行业各类银行的利润效率

银行类型	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
六大行	0.73	0.19	0.11	0.76	1
全国型股份制商业银行	0.75	0.19	0	0.76	1
区域型股份制商业银行	0.66	0.25	0	0.68	1
农村商业银行	0.68	0.23	0.11	0.71	1
外资银行	0.76	0.35	0	0.86	1
总体	0.72	0.30	0.00	0.73	1

从表2、表3可看出:成本效率中,六大行成本效率最高,其次是全国型股份制商业银行,最低的是外资银行;利润效率中,外资银行效率最高,其次是全国型股份制商业银行和六大行,最低的是区域型股份制商业银行;总体来看,中国银行业成本效率高于利润效率。

(三)描述性统计

各变量描述性统计量见表4。

表4 各变量描述性统计量

变量	N	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
lnL	2313	-1.200	0.560	-6.600	-1.090	-0.370
lnhhi_lag1	2108	-2.460	0.250	-2.750	-2.520	-1.820
lnhhi2_lag1	2108	-4.930	0.510	-5.510	-5.030	-3.640
lnassets_lag1	2108	11.36	1.740	2.970	11.20	17.08
lnassets2_lag1	2108	22.71	3.490	5.930	22.41	34.15
lnl_gdp_lag1	2108	0.180	0.130	-0.050	0.160	0.380
lnmpls_lag1	2108	-3.720	0.610	-8.310	-3.640	0.020
lnmii_lag1	2108	-8.86	10.21	-39.05	-6.91	-0.09
lne_lag1	2108	-0.21	0.32	-3.51	-0.14	0
lnep_lag1	2108	-0.66	1.02	-10.21	-0.40	0
lnmig_lag1	2108	-2.71	0.52	-8.29	-2.72	0
lnrepr_lag1	2108	0.36	0.16	0	0.37	0.59
lnm2_gdp_lag1	2108	0.61	0.10	0.44	0.61	0.75

注:L代表效率调整的勒纳指数,hhi_lag1表示滞后一期的银行业年度市场集中度指数(下同,不再赘述),hhi2表示年度市场集中度的平方,assets表示银行总资产,assets2表示银行总资产的平方,l_gdp表示银行业总贷款与GDP的比值,npls表示贷款损失准备金比率,nii表示非利息收入占比,e表示成本效率,ep表示利润效率,nig表示存贷利差,repr代表房地产价格指数,m2_gdp代表广义货币量占GDP的比重。所有的变量均取自然对数。

从表4可看出,各变量的各描述性统计量均符合预期。从标准差看,除资产、资产的平方项与非利息收入占比的标准差较大外,其他变量的标准差都较小,也就是说,通过取自然对数后,大大缓解了异方差问题。

(四)实证结果

1. 解释变量滞后一期的实证结果

实证结果见表5。

表5 中国银行市场力影响因素的实证结果

	Ols_e	Fe_e	Ols_ep	Fe_ep
	lnL	lnL	lnL	lnL
lnhhi_lag1	0.000 (.)	1.109*** (5.94)	0.000 (.)	1.072*** (5.93)
lnhhi2_lag1	0.828*** (10.51)	0.000 (.)	0.785*** (10.24)	0.000 (.)
lnassets_lag1	0.000 (.)	0.069 (1.62)	0.000 (.)	0.062 (1.65)
lnassets2_lag1	0.071*** (17.95)	0.000 (.)	0.063*** (16.71)	0.000 (.)
lnl_gdp_lag1	-3.223*** (-8.03)	-3.105*** (-7.84)	-2.952*** (-7.56)	-3.015*** (-7.78)
lnnpls_lag1	0.089*** (4.10)	-0.018 (-0.65)	0.080*** (3.83)	-0.013 (-0.49)
lnnii_lag1	-0.001 (-1.52)	-0.001 (-1.31)	-0.001 (-0.95)	-0.001 (-1.04)
lne_lag1	0.085** (2.49)	0.054 (0.46)		
lnnig_lag1	0.104*** (3.45)	0.038 (0.94)	0.052 (1.63)	0.018 (0.43)
lnrepr_lag1	1.870*** (5.03)	1.614*** (4.96)	1.718*** (4.77)	1.565*** (4.90)
lnm2_gdp_lag1	2.652*** (4.01)	2.552*** (4.78)	2.455*** (3.85)	2.475*** (4.57)
lnep_lag1			0.123*** (5.73)	0.038* (1.76)
r2_a	0.300	0.109	0.342	0.114
F	64.173	13.524	69.293	14.113
N	2070	2070	2070	2070

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, 下表同。Ols_e代表效率为成本效率时的最小二乘法估计, Fe_e代表效率为成本效率时的固定效应回归, Ols_ep代表效率为利润效率时的最小二乘法估计, Fe_ep代表效率为利润效率时的固定效应回归。所有的模型均采用异方差稳健标准误。括号里面的值为t值。

从模型回归结果看, Fe_e模型的 $F(9, 203)=13.52$, 其p值为0.000, 说明固定效应优于混合OLS模型; 同时, Fe_ep模型的 $F(9, 203)=14.11$, 其p值为0.000, 也说明固定效应优于混合OLS模型。因此, 从固定效应回归结果看, 两个固定效应模型得出的结果是一致的, 都是市场集中度、贷款与GDP之比、房地产价格指数以及广义货币供应量与GDP之比这几个因素影响显著, 效率对中国银行市场力的影响不显著, 特别是成本效率。有意思的是, 这几个影响因素都是宏观变量, 是年度固定的, 并不以银行个体而改变, 也从侧面说明中国银行业各类型的银行市场力差异并不大。从主要影响因素的影响方向与规模看, 市场集中度与市场力正

相关,市场集中度每增加1%,市场力增加1.1%左右;贷款占GDP的比重越高,银行市场力越小,贷款占GDP的比重增加1%,银行市场力下降3%左右。原因在于,当银行资金供应增加时,如果企业需求不变,银行市场力下降。房地产价格指数与银行市场力正相关,房地产价格指数每增加1%,银行市场力增长1.6%,说明随着房地产价格上升,企业对资金的需求增加,导致银行在贷款市场上的市场力增长;广义货币供应量与GDP之比和银行市场力正相关,这一比重增长1%,银行市场力增长约2.5%。一般认为随着货币供应量的增加,企业和居民获得资金的可能性增加,银行市场力下降,但从分析结果来看结论相反。这也验证了为什么每次央行降息和增加货币供应,企业仍不能直接受益,还是资金短缺。相反,随着银行手中资金的增多,增加了其市场力。这一结论同时也说明中国货币供应渠道不畅,广义货币的增加不能直接转化为企业手中的资金,而是在银行体内循环。这一点与房地产价格指数相联系分析说明,货币供应增加,带动了房地产价格上涨,增加了银行市场力。

2. 效率内生情况下的实证结果

鉴于效率与市场力可能存在相互影响的关系,为了更好地缓解其中的内生性问题,本文采用工具变量法,对效率使用滞后一期和滞后二期作为工具变量,其他解释变量不滞后,将其他解释变量作为外生看待,并使用动态固定面板模型,模型设定为:

$$\ln L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln L_{i,t-1} + \beta_1 \ln HHI_{i,t} + \beta_2 \ln HHI2_{i,t} + \beta_3 \ln ASSETS_{i,t} + \beta_4 \ln ASSETS2_{i,t} + \beta_5 \ln L_GDP_{i,t} + \beta_6 \ln NPLS_{i,t} + \beta_7 \ln NII_{i,t} + \beta_8 \ln E_{i,t}^c + \beta_9 \ln NIG_{i,t} + \beta_{10} \ln REPR_{i,t} + \beta_{11} \ln M2_GDP_{i,t} + \lambda_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$\ln L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln L_{i,t-1} + \beta_1 \ln HHI_{i,t} + \beta_2 \ln HHI2_{i,t} + \beta_3 \ln ASSETS_{i,t} + \beta_4 \ln ASSETS2_{i,t} + \beta_5 \ln L_GDP_{i,t} + \beta_6 \ln NPLS_{i,t} + \beta_7 \ln NII_{i,t} + \beta_8 \ln E_{i,t}^p + \beta_9 \ln NIG_{i,t} + \beta_{10} \ln REPR_{i,t} + \beta_{11} \ln M2_GDP_{i,t} + \lambda_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

动态面板模型不能使用OLS、固定效应与随机效应模型,否则有偏;但可使用广义矩方法(GMM),因此,对上面两个方程的回归采用差分GMM和系统GMM进行回归,回归结果见表6。

表6 效率内生情况下的中国银行市场力影响因素实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnL	lnL	lnL	lnL
lnL_lag1	0.042 (0.45)	0.179** (2.39)	0.005 (0.12)	0.032 (0.54)
lnhhi2	0.778*** (5.66)		0.539*** (5.38)	
lnassets	0.328*** (3.82)	0.121*** (6.91)	0.249*** (4.41)	0.113*** (8.33)
lnl_gdp	-4.479*** (-7.15)	-3.747*** (-7.02)	-3.843*** (-8.81)	-3.296*** (-8.42)
lnnppls	-0.051 (-0.95)	0.040 (1.36)	0.055* (1.66)	0.055** (2.10)
lnnii	-0.001* (-1.78)	-0.002*** (-2.71)	-0.001 (-1.06)	-0.001** (-2.26)
lne	0.342 (1.34)	0.226 (1.32)		
lnnig	0.025 (0.29)	0.129** (2.42)	-0.210** (-2.33)	0.049 (0.97)
lnrepr	2.021*** (5.45)	2.407*** (6.83)	1.366*** (5.83)	1.795*** (6.29)

表6 效率内生情况下的中国银行市场力影响因素实证结果(续)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnL	lnL	lnL	lnL
lnm2_gdp	3.152*** (6.63)	2.367*** (5.24)	2.597*** (7.43)	2.128*** (6.55)
lnhhi		1.310*** (9.26)		1.080*** (8.34)
lnep			0.325 (0.35)	0.275 (1.39)
Hansen J-test	32.65(0.101)	13.66(0.122)	24.8(0.109)	34.5(0.1)
AR(1)	-2.43(0.015)	-2.98(0.004)	-2.79(0.005)	-2.61(0.009)
AR(2)	-0.55(0.583)	-0.04(0.966)	-0.82(0.411)	-0.63(0.527)
N	1841	2051	1841	2051

注:样本期为2004—2018年中国大陆运营的204家商业银行,下表同。(1)代表成本效率内生情况下对中国银行市场力影响因素的两步差分GMM回归模型,(2)代表成本效率内生情况下对中国银行市场力影响因素的两步系统GMM回归模型,(3)代表利润效率内生情况下对中国银行市场力影响因素的两步差分GMM回归模型,(4)代表利润效率内生情况下对中国银行市场力影响因素的两步系统GMM回归模型。滞后的被解释变量其工具变量为二阶滞后与三阶滞后的被解释变量。效率变量的工具变量为滞后一期与滞后二期的效率变量。Hansen J-test、AR(1)、AR(2)后括号中的数字代表该统计量的p值,其他括号里面的值为t值。所有模型均采用异方差稳健标准误,下表同。

Bond(2002)认为进行动态面板模型回归时,如果被解释变量的一阶滞后项系数不是很大,如小于0.8,FD-GMM估计结果较好,而大于0.8时,SYSGMM较好^[27]。从表6可看出,市场力滞后一期的系数均小于0.8,所以按此规则,主要观察差分GMM。从(1)(3)的过度识别检验统计值即Hansen J-test看,这一检验决定这一经济模型是否有效,工具变量是否设定正确。如果拒绝原假设,则需重新修正模型和工具变量。如果检验不显著,说明工具变量是外生的,经验地看,p值大于0.06,说明工具变量外生。从其p值看,(1)(3)模型的p值均大于0.1,说明工具变量外生有效。AR(1)、AR(2)是检验有无序列相关。从AR(2)的值看,表明扰动项不存在序列相关。从(1)可看出,显著影响银行市场力的变量有:市场集中度、银行资产规模、贷款与GDP之比、房地产价格指数、广义货币供应量与GDP之比。从(3)可看出,显著影响银行市场力的变量有:市场集中度、银行资产规模、贷款与GDP之比、存贷利差、房地产价格指数、广义货币供应量与GDP之比。从这些变量对市场力影响的方向与规模看,大体与表5相同,结果不再赘述。

综上,对中国银行市场力产生显著影响的因素有:市场集中度、银行资产规模、贷款与GDP之比、房地产价格指数、广义货币供应量与GDP之比以及存贷利差等。为了更好地厘清各变量对银行市场力影响程度大小,我们采用平方偏差指标来刻画各变量在模型中的相对重要性。这一方法只能用在一般最小二乘法下,因此我们构建以中国银行市场力为被解释变量,以上述变量为解释变量的线性模型,通过计算平方偏差系数,可得到各变量在模型中的相对重要性程度(见表7)。按相对重要性程度排序可分为四类:第一类为贷款与GDP之比、广义货币供应量与GDP之比、房地产价格指数,第二类为市场集中度,第三类为银行资产规模,第四类为存贷利差。将三个变量归为第一类,是因为这三个变量都可以归结为资金侧的影响,它的影响程度最大,其他类别依次降低。

表7 各解释变量的平方偏差系数

变量	lnhhi	lnassets	lnl_gdp	lnrepr	lnm2_gdp	lnnig
系数	0.156	0.129	0.211	0.189	0.204	0.111

3. 稳健性检验

第一种稳健性检验:剔除不显著的变量,检验结果是否会变化。考虑效率为内生变量情况,将表6中显著性变量如市场集中度、存贷利差、贷款与GDP之比、广义货币供应量与GDP之比、房地产价格指数、银行资

产规模等作为解释变量对银行市场力进行差分GMM回归与系统GMM回归,回归结果见表8。由表8可知,除了存贷利差不显著外,其他变量非常显著,而且系数值和影响方向与前文分析非常一致。

表8 稳健性检验一:剔除不显著变量后的GMM回归结果

	(1)	(2)
	lnL	lnL
lnL_lag1	0.259** (1.99)	0.539*** (5.81)
lnhhi	1.451*** (5.04)	0.962*** (6.19)
lnassets	0.336*** (3.62)	0.060*** (3.50)
lnl_gdp	-4.631*** (-7.14)	-3.085*** (-6.26)
lnnig	-0.142 (-1.48)	0.007 (0.12)
lnrepr	2.061*** (6.22)	1.959*** (5.87)
lnm2_gdp	3.066*** (6.36)	2.250*** (5.56)
Hansen J-test	20.19(p=0.124)	18.68(p=0.184)
AR(1)	-2.74(p=0.006)	-3.16(p=0.002)
AR(2)	0.07(p=0.948)	0.54(p=0.591)
N	1841	2051

注:(1)代表两步差分GMM回归模型,(2)代表两步系统GMM回归模型。滞后的被解释变量其工具变量为二阶滞后与三阶滞后的被解释变量。Hansen J-test、AR(1)、AR(2)后括号中的数字代表该统计量的p值,其他括号里面的值为t值。

第二种稳健性检验:使用Tobit模型估计,因为市场力指数值介于0到1之间,Tobit模型最适合这样的分析^[26]。结果见表9,与前面的分析结果差异不大。

表9 稳健性检验二:Tobit回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnL	lnL	lnL	lnL
lnhhi	1.080*** (8.04)	0.844*** (7.51)	1.396*** (9.04)	1.004*** (7.78)
lnassets	0.159*** (13.04)	0.114*** (11.17)	0.152*** (24.69)	0.100*** (15.87)
lnl_gdp	-2.896*** (-8.92)	-2.574*** (-9.47)	-4.079*** (-6.60)	-2.860*** (-5.56)
lnnpls	-0.049* (-1.76)	-0.020 (-1.20)	0.059* (1.78)	0.032* (1.81)
lnnii	-0.003* (-1.89)	-0.001 (-1.38)	-0.004* (-1.77)	-0.001 (-1.33)
lnnig	0.131*** (5.48)	-0.017 (-0.84)	0.151*** (6.30)	0.004 (0.17)
lnrepr	1.700*** (6.34)	1.190*** (5.29)	2.720*** (5.96)	1.340*** (3.47)

表9 稳健性检验二:Tobit回归(续)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnL	lnL	lnL	lnL
lnm2_gdp	1.602*** (4.05)	1.648*** (4.99)	2.100*** (4.02)	2.046*** (4.78)
lne	0.382* (1.87)		0.115 (0.77)	
lnep		0.307* (1.78)		0.444 (1.19)
sigma_u	0.290*** (16.31)	0.237*** (15.98)		
sigma_e	0.393*** (64.00)	0.329*** (63.92)		
N	2270	2270	2070	2070

注:(1)代表主要变量为成本效率时的Tobit回归;(2)代表主要变量为利润效率时的Tobit回归;(3)代表成本效率内生时的Tobit工具变量回归,工具变量为成本效率的滞后一期;(4)代表利润效率内生时的Tobit工具变量回归,工具变量为利润效率的滞后一期。括号内的值为t值。

五、结论及政策建议

上述分析表明,不论是成本效率还是利润效率,都不是银行市场力的主要影响因素,也就是说,中国银行市场力并非来自效率,而是来自市场集中度、存贷利差、贷款与GDP之比、广义货币供应量与GDP之比、房地产价格指数、银行资产规模等,以上影响因素几乎都来自外生的政府干预与保护,而不是内生的经济势力。值得说明的是,银行资产规模看似是一个内生的经济变量,但在中国却并不是,中国六大行资产规模庞大,远大于其他股份制商业银行,其资产规模的形成并不是银行自身规模扩张的结果,而是国有股占主导。进一步的分析表明,贷款与GDP之比、广义货币供应量与GDP之比、房地产价格指数这三个变量对中国银行市场力的影响最大,也就是说,当中央银行“放水”时,中国银行市场力会提升。这看似是一个悖论,因为当中央银行“放水”时,市场上资金面充裕,这会降低中国银行市场力,但为何相反呢?可能的解释是:中央银行“放水”往往是在经济不景气或者中小企业面临资金紧张的时期,银行贷款动机不强,虽然表面上中央银行释放了流动性,但这些资金并没有进入实体经济,只是加强了银行在资金供给端的市场力。

对此,本文的政策建议是:第一,创新直达实体经济的货币政策工具,实现“精准滴灌”。比如,中央银行正在实施的普惠小微企业贷款延期支持工具、信用贷款支持工具等。今后,除进一步开发这类直达实体经济的货币政策工具外,还应开发面向科创型企业的数字经济货币政策工具。第二,加强债券市场建设,让更多的“活水”流向债券市场,以此减轻银行在间接融资中的市场力。第三,加强并完善中国银行业金融伦理治理建设。苏州银行已进行尝试并取得了较好效果。首先,认真学习习近平总书记治国理政的思想,将“人本位”“为人民服务”的思想贯彻到银行活动的方方面面。其次,遵守信用准则和公平准则。信用是金融的基石,更是现代市场经济的基础,银行业作为一个经营信用的行业,尤其需要将信用观念作为一切工作的行动指南。公平准则就是非歧视原则,为居民提供非歧视的服务,不能拒绝交易与强制交易。

本文的不足之处是,由于很难对导致中国银行市场力的行政壁垒与政策法律壁垒进行量化分析,本文仅辨识了中国银行业的市场力并非来自效率,而是来自一些外生的政策变量,并没有直接证实中国银行市场力来自行政壁垒与政策法律壁垒,只是间接佐证了这样的猜想,即:效率不是中国银行市场力的来源,中国银行市场力来自市场集中度、贷款与GDP之比、存贷利差、房地产价格指数等因素,从根本上讲,上述因素是经济势力外的政策变量发挥作用的结果。

注 释:

- ① 目前越来越多的文献认为市场结构指标,包括市场份额与市场集中度,不能准确代表银行市场力,因为高的市场份额并不能说明高的银行市场力,反而可能是低的银行市场力带来的。
- ② 以德姆塞茨(Harold Demsetz)、威廉姆森(John Williamson)为代表的“效率结构”学派与以梅森(Mason)、贝恩(Bain)为代表的“市场结构”学派的区别就在于,“市场结构”学派认为高的市场力代表企业合谋,它就是不合理的;而“效率结构”学派认为,如果高的市场力来自效率,它就是合理的,是市场选择的结果。
- ③ 一般情况下行业的垄断程度越高,消费者剩余转移给生产者剩余的部分就越多,行业的垄断利润也越高,行业从业人员的收入水平自然也高。因此,中国商业银行具有市场力就意味着中国银行业从业人员的收入水平会高于其他竞争型行业。
- ④ Frie和Taci(2005)认为,在发展中国家测量银行效率时运用SFA比数据包络方法(DEA)更好,因为这些国家测量误和不确定的经济环境更普遍。
- ⑤ 选取2004年是因为2003年前的数据有大量缺失,如果时期往前移,信息量损失严重;没有涵盖2019年和2020年是因为2019年底和2020年的数据深受疫情影响,因此排除了这些非正常时期的数据。
- ⑥ 非标准利润函数相比标准利润函数更能捕捉市场力的影响(Berger和Mester,1997)。
- ⑦ De Guevara和Maudos(2007)认为,银行用来创造利息或非利息收入的产品和服务与其资产成比例,因此用总资产代理银行的总产出是合理的。Angelini和Cetorelli(2003)也认为,将总资产作为提供差异性服务的银行产出代理变量是有效的。

参考文献:

- [1] 陈卫东,熊启跃.集中度与金融稳定——国际经验及对中国银行业的启示[J].国际金融研究,2021(6):56-65.
- [2] Chortareas, G. E., Garza-Garcia, J. G., Girardone, C. Banking Sector Performance in Latin America: Market Power versus Efficiency[J]. Review of Development Economics, 2011(2): 307-325.
- [3] 马光远.银行是“伪竞争真垄断”[N].中国经济导报,2012-11-03(B01).
- [4] 鲁桂华.双向垄断是银行业高利润之源[N].第一财经日报,2012-11-03(B12).
- [5] 王国刚.改变银行业卖方优势格局[J].中国金融,2012(18):36-38.
- [6] 刘先云.遏制银行业暴利当推利率市场化[N].国际金融报,2012-02-03.
- [7] 周小川.金融危机中关于救助问题的争论[J].金融研究,2012(9):1-19.
- [8] 北京日报.吴晓灵:银行巨额利润不合理[EB/OL].[2012-03-12].<https://news.ifeng.com/c/7fbeCNg3MEN>.
- [9] Mark, C., C. Sergio, L. Stephan. The Effects of Banking Competition On Growth and Financial Stability: Evidence From the National Banking Era[J]. Journal of Political Economy, 2022(2):462-520.
- [10] Moussawi, C. E., R. Mansour. Competition, Cost Efficiency and Stability of Banks in the MENA Region[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2021(2):143-170.
- [11] De Guevara, J., Maudos, J. Explanatory Factors of Market Power in the Banking System[J]. The Manchester School, 2007(3):275-296.
- [12] 姜琪,李占一.中国银行业高利润的来源:市场势力还是高效率[J].财经科学,2012(8):1-9.
- [13] Delis, M.D., Tsionas, E.G. The Joint Estimation of Bank-Level Market Power and Efficiency[J]. Journal of Banking and Finance, 2009(10):1842-1850.
- [14] Koetter, M., Poghosyan, T. The Identification of Technology Regimes in Banking: Implications for the Market Power-Fragility Nexus[J]. Journal of Banking & Finance, 2009(8):1413-1422.
- [15] De Bandt, O., Davis, E. P. Competition, Contestability and Market Structure in European Banking Sectors on the Eve of EMU[J]. Journal of Banking & Finance, 2000(6):1045-1066.
- [16] Andrieș A. M., Căpraru, B. The Nexus between Competition and Efficiency: The European Banking Industries Experience[J]. International of Business Review, 2014(3):566-579.
- [17] Maudos, J., Pastor, J. M. Cost and Profit Efficiency in Banking: An International Comparison of Europe, Japan and the USA[J]. Applied Economics Letters, 2001(6):383-387.
- [18] Carbó, S., Humphrey, D., Rodríguez, F. Deregulation, Bank Competition and Regional Growth[J]. Regional Studies, 2003(3):227-237.
- [19] Carletti, E., P. Hartmann. Competition and Stability: What's Special about Banking? [R]. ECB Working Paper, 2002.

- [20] Corvoisier, S., R. Gropp. Bank Concentration and Retail Interest Rates[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2002(11):2155-2189.
- [21] Alves, P. F. P., Ferreira, M. A. Capital Structure and Law around the World[J]. *Journal of Multinational Financial Management*, 2011(3):119-150.
- [22] Fungáčová, Z. A. K., L. Weill. Does Money Buy Credit? Firm-Level Evidence on Bribery and Bank Debt[J]. *World Development*, 2015, 68(C):308-322.
- [23] Huang R., Ritter J. Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment[J]. *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 2009(2):237-271.
- [24] Elsas, R., D. Florysiak. Empirical Capital Structure Research: New Ideas, Recent Evidence, and Methodological Issues[J]. *Journal of Business Economics*, 2008(1):39-71.
- [25] Arellano, M., Bond, S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations[J]. *The Review of Economic Studies*, 1991(2):277-297.
- [26] Greene, W. Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model[J]. *Journal of Econometrics*, 2005(2):269-303.
- [27] Bond, S. R. Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice[J]. *Portuguese Economic Journal*, 2002(2):141-162.

(责任编辑:何 飞)