

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2013.04.004

我国农村银行业结构影响因素分析*

杨珂^{1a}, 毛嘉雯², 田杰^{1b}

(1.重庆工商大学 a.会计学院; b.财政金融学院,重庆 400067;2.江西财经大学 国际商学院,南昌 330032)

摘要:使用 2006—2010 年 1 655 个县(市)的面板数据对我国农村银行业结构的影响因素进行实证分析,结果表明农村地区金融市场规模、经济增长、经济结构、政府干预程度以及投资率均对农村银行业结构具有显著影响:农村存贷款规模的扩大、农村经济增长及农村地区第二产业中规模以上工业企业比重的增加,会降低我国农村银行业存贷款市场集中度;而县域财政支出占当年名义 GDP 比重和农村固定资产投资总额占 GDP 比重的增加,会提高我国农村银行业存贷款市场集中度。因此,一方面,应促进农村地区规模以上工业企业的发展,并带动中小企业发展,实现农村经济的快速增长,以促进农村地区金融市场规模的扩大;另一方面,要减少和消除地方政府对农村经济的过度干预;从而有效降低我国农村银行业市场集中度。

关键词:农村银行业结构;市场集中度;赫芬达尔指数(HHI);存款集中度;贷款集中度;金融市场规模;农村金融体系;政府干预

中图分类号:F830.341;F260

文献标志码:A

文章编号:1674-8131(2013)04-0031-07

一、引言

目前,我国农村银行业发展的基本格局是农村信用合作社占主导地位,中国农业银行、中国邮政储蓄银行、农业发展银行协同发展,此外还存在少量的其他银行的分支机构,这些金融机构共同承担了中国农村地区金融市场的金融服务。截至 2011 年末,我国银行业金融机构涉农贷款余额达到 14.6 万亿元。农业银行作为国有控股的商业银行,2007 年后定位为“面向三农,服务城乡”,但目前其市场重心仍在城市;中国邮政储蓄银行由于 2007 年才成立,成立时间晚,在经营农村小额贷款业务方面规模很小;农业发展银行的职责在于落实粮棉油购销

政策,支持粮棉油储备贷款的供应和封闭运行管理,进而维护国家粮食安全,作为政策性银行,其业务仅限于政策层面的信贷服务,不涉及商业信贷服务。2007 年以来,中国开始放宽农村金融市场的准入标准,鼓励各类资本到农村地区投资设立新型农村金融机构。多种新型农村金融机构的出现,推动了农村金融体系的改革,降低了农村金融市场的集中度,激活了农村金融市场,有效地改善了农村地区的融资环境。截至 2012 年 5 月末,中国新型农村金融机构已经组建了 817 家,其 80% 的贷款投向“三农”和小企业(田杰等,2012)。我国农村金融行业正逐步由单一的农村信用社模式转变为大、

* 收稿日期:2013-04-25;修回日期:2013-05-29

基金项目:重庆市社会科学规划博士项目(2012BS52)“基于普惠金融视角的我国农村地区电子化金融服务发展研究”

作者简介:杨珂(1985—),女,重庆人;助教,硕士,在重庆工商大学会计学院工作,主要从事企业管理及财务管理研究。

毛嘉雯(1992—),女,重庆人;在江西财经大学国际商学院学习,主要从事金融学研究。

田杰(1983—),男,湖北枣阳人;讲师,博士,在重庆工商大学财政金融学院任教,主要从事金融学研究。

中、小银行共存的多元化模式,农村政策性金融、合作金融和商业性金融结构也发生了变化。那么农村银行业结构的变化受到哪些因素的影响?

国外学者对银行业结构影响因素的相关研究不多,只有 Amel(1990)等研究了导致银行业结构变化的相关影响因素。国内文献对这个问题的研究也比较少,于忠等(2000)运用多变量线性回归模型对我国银行业结构的决定因素进行了实证分析;但其采用的是 1986—1996 年的数据,样本区间太小,严重影响结果的可靠性;同时,其多变量线性回归模型未对内生性、遗漏变量等问题进行妥善处理,可能会导致结果有偏。相对而言,林毅夫等(2006)采用中国省级面板数据,在数据上克服了样本区间小的问题;在方法上运用双向固定效应模型、工具变量法和 GMM 估计对银行业结构的影响因素进行分析,克服了其结果的有偏性和不可靠性,结果更加准确可靠。贺小海等(2008)利用中国 1987—2004 年的省级面板数据分析发现,期初银行业结构、市场规模、市场需求成长率、经济增长、经济结构等因素对我国银行业结构的演进在不同显著水平上有一定的影响。范小云等(2010)采用银行业集中度来代表银行业结构,运用拓展模型验证了市场准入和经营范围的监管在一定程度上会增加银行业的集中度,从而降低银行业务的多元化程度。

现有文献研究表明,银行业集中度的降低将会更有效地促进经济增长(林毅夫等,2008),因此需要深入研究我国农村银行业结构的影响因素,并在此基础上提出有效降低农村银行业集中度的政策建议,从而促进我国县域农村经济增长。上述文献均依赖于时间序列或省级层面数据,未能基于更低层面(地市级或县级)数据来实证分析我国农村银行业结构的影响因素。鉴于此,本文以我国 2006—2010 年 1 655 个县(市)构成县级面板数据,对影响我国农村银行业结构的因素进行实证研究,并在此基础上提出有效降低农村银行业集中度的政策建议。

二、模型设定、分析变量与数据来源

1. 模型设定

本文通过设立模型来考察我国农村银行业结构的影响因素,变量的选择主要是借鉴林毅夫等(2006)、贺小海等(2008b)基于产业经济学和宏观

经济学理论分析所选取的影响因素,同时考虑了数据的可获得性。由于本文研究不同县(市)在不同时间点上的农村银行业结构的影响因素,涉及不同的横截面和时间序列,因此采用面板数据模型较合适。本文构造如下计量模型:

$$HHI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i,t} + \lambda_i + v_{i,t}$$

其中, HHI 表示农村银行业结构(包括存款集中度 CRD 和贷款集中度 CRL); X 表示农村银行业结构的影响因素,具体包括农村地区存贷款市场规模(LVA)、农村经济增长(Y)、政府财政支出比例(GEB)、投资率(INV)、农村地区规模以上工业产值占第二产业的比重($NSOE$);下标 i 表示县域, t 表示年份; λ_i 表示各县域不可观测的固定效应,用来控制不随时间变化但随县域的不同而变化的因素的影响。

2. 变量指标说明

(1) 农村银行业结构变量(HHI)

农村银行业结构主要研究的是农村银行的数量、相对规模以及相互关系。鉴于反映问题的全面性、准确性以及数据的可获性,本文选取可以反映市场占有率的指标来反映农村银行业结构。在度量市场占有率的指标中,目前使用频率高、代表性强的指标是赫芬达尔指数(HHI),即规模最大的前 n 家银行的资产占有所有银行总资产的比例,该指标考虑到了绝对集中度和相对集中度指标的优点。计算 HHI 需要用到大量的数据,涉及县域层面的所有农村银行的数量、资产规模、市场份额等信息。通过中国银监会《中国银行业农村金融服务分布图集》提供的资料,本文获取到所有县域银行的存款、贷款总额数据,解决了以往研究中数据层面的瓶颈,使计算县域银行集中度(HHI)成为可能。 HHI 指数具体形式为:

$$HHI_k = \sum_{j=1}^n (D_{j,k} / \sum_{j=1}^n D_{j,k})^2$$

其中 $D_{j,k}$ 表示第 j 个银行在第 k 个地区的分支机构所获得的存款或发放的贷款, HHI 通常可简化为 $1/n$,其变化范围为 $(0,1)$ 。一般来讲,农村金融市场上银行数量越多, HHI 数值越小,并且越接近于 0,银行集中度越低;相反,当农村金融市场上银行数目越少时, HHI 值越大,银行集中程度越高。当 $HHI = 1$ 时,说明只有一家银行独占,银行业结构是完全垄断的。本文研究中农村银行业集中度分别用农

村存款集中度(*CRD*)和农村贷款集中度(*CRL*)来表示。

(2)农村金融市场规模变量(*LVA*)

为达到与被解释变量相对应,本文用农村地区每年度的存款和贷款总额的自然对数值来衡量农村金融市场规模变量,分别用*LVAD*和*LVAL*表示。一般来说,农村金融市场规模越小,相应的整个市场中的农村银行数目就会越少,农村银行业集中度相应的就会上升,因此本文预期农村金融市场规模变量的系数符号为负。

(3)农村经济增长变量(*Y*)

本文用各年度各农村地区人均GDP的自然对数值来衡量农村经济增长变量。现有的文献主要分析了银行业结构对经济增长影响,而关于经济增长对银行业结构的影响却少有涉及。*Coccores*(2008)通过对意大利1991—2001年20个地区所组成的面板数据进行实证分析发现,在长期内,经济增长将倾向于降低银行业集中度,增强银行业的市场竞争程度。陈华强(2011)通过分析我国2004—2008年经济增长对银行业结构的影响及其变化,认为银行体系与实体经济之间存在相互“良性循环”、相互“恶性循环”、相互“背离”的关系,即经济增长可能会与银行结构相互促进,也可能相互抑制,甚至可能会步调不一致;银行业结构会随着实体经济的发展而改变,应促进银行业结构按照一定的路径进行变革,以实现适应经济发展的需求。总体而言,经济增长与银行业结构之间存在“倒U型”的关系,即经济迅速增长时,银行数目增多,银行集中度降低;当经济增长放缓并趋于稳定增长时,银行数目呈现下降趋势,银行业集中度增高。根据我国农村经济发展现状,本文预期经济增长变量的系数符号为负,即随着我国各地区农村经济增长,农村银行业集中度将下降。

(4)政府干预程度变量(*GEB*)

本文用各县域财政支出占当年名义GDP的比重来衡量政府干预程度变量,主要是考虑到这一指标能够用来反映当年财政政策的力度和效果以及政府规模和干预程度。林毅夫等(2006)认为,在政府的干预下,银行业结构会随着政府提出的发展战略的变化而变化。不同于西方的大银行,我国四大国有银行的寡占地位并非市场催生的,而是计划经济时代的政治决策产物。实际上,随着我国市场经

济不断深入发展,逐步放弃了计划经济时代的产物。但是,由于我国各地区的改革和发展进程不一致,政府干预经济程度的变化也不一致。通常而言,某地区地方政府干预的程度越高,政府在银行业结构上的主导力量越大,银行集中度越高。因此,本文预期该变量的系数符号为正。

(5)农村投资率变量(*INV*)

本文用农村固定资产投资总额占农村GDP的比重来衡量农村投资率变量,以反映农村地区的投资对农村银行业结构的影响。

(6)农村经济结构变量(*NSOE*)

本文用农村规模以上工业产值占第二产业的比重表示来衡量农村经济结构变量,以反映农村产业规模结构对农村银行业结构的影响。林毅夫等(2006)通过对1980—1992年全球制造业数据的分析证明了一国的产业规模结构与银行业结构存在相关性。通常而言,某县域规模以上工业产值比重越高,对金融服务的需求越旺盛,因此银行的数目会越多,银行业集中度越低。据此,本文预期该变量的系数符号为负。

3.数据来源

本文研究期间为2006—2010年,数据来源于2007—2011年《中国县(市)社会经济统计年鉴》、中国银监会官方网站中《中国银行业农村金融服务分布图》收集的2006—2010年各个县市的银行类和经济类统计数据及国研网县级经济数据。剔除数据缺失或数据不合格的样本县(市),本文最终选取了1655个县(市)作为样本数据,占我国2070个县(市)的80%,能够代表我国农村地区。

在计算农村银行业市场结构(*HHI*)指标时,本文用我国县域内不同银行类金融机构的存款和贷款的市场结构来衡量;银行及银行类金融机构包括中国农业银行、中国工商银行、中国建设银行、中国银行、农信社(农村商业银行或农村合作银行)、其他商业银行、城市信用社和其他金融机构,其中中国工商银行、中国建设银行和中国银行三家银行是加总后的数据,但是这不影响本文的研究,可以看作是一家大型的商业银行;其它不同类型的金融机构数据详细,因此本文计算出的农村银行业集中度是可靠和详细的。根据现有的文献对银行市场结构的划分:*HHI*值大于0.18被认为是寡占型的市场,介于0.1和0.18之间为适度集中的市场,低于0.1则是低集中度

的市场。从表1的数据可以看出,2006—2010年我国农村银行业结构一直属于寡占型。

表1 农村银行业存、贷款集中度分析

HHI	年份	大于0.18的县域/个	0.1~0.18的县域/个	小于0.1的县域/个
存款集中度	2006	1 655	0	0
	2007	1 655	0	0
	2008	1 655	0	0
	2009	1 655	0	0
	2010	1 655	0	0
贷款集中度	2006	1 655	0	0
	2007	1 655	0	0
	2008	1 655	0	0
	2009	1 655	0	0
	2010	1 655	0	0

表2 各变量的描述性统计分析

变量	平均	中位数	标准差	方差	最小值	最大值	观测数
CRD	0.324	0.301	0.088	0.008	0.198	1	8 275
CRL	0.432	0.385	0.157	0.025	0.201	1	8 275
LVAD	5.430	5.458	0.479	0.229	3.064	7.189	8 275
LVAL	5.284	5.280	0.516	0.266	2.644	7.287	8 275
Y	4.117	4.088	0.326	0.106	3.021	6.197	8 275
GEB	0.203	0.150	0.191	0.036	0.005	3.014	8 275
INV	0.493	0.405	0.381	0.145	0.005	6.908	8 275
NSOE	2.081	1.891	1.484	2.201	0.845	34.564	8 275

三、实证结果与分析

考虑到各解释变量可能存在较为严重的多重共线性问题,本文首先测定了各变量之间的简单相

关系数(表3),然后运用Klein法则对可能存在的多重共线性问题进行判别。所谓Klein法则,是指若两个变量之间的简单相关系数的绝对值大于回归模型中的多重决定系数(R^2),则二者之间可能会存在严重的多重共线性问题。

经过模型测算,存款集中度的回归模型中多重决定系数为0.154,小于Y与LVAD、GEB与LVAD、Y与GEB之间的简单相关系数的绝对值;贷款集中度多重决定系数是0.269,小于Y与LVAL、GEB与LVAL、Y与GEB之间的简单相关系数的绝对值。因而根据Klein法则可以判断这些变量之间存在严重的多重共线性问题。为此,在以存款集中度和贷款集中度为被解释变量的计量模型中,为了获得一个更加良好的回归结果,表4和表5依次对LVAD、Y、NSOE、GEB进行了回归。

根据基本计量模型,本文使用EViews6.0软件,以农村银行业集中度为被解释变量对2006—2010年我国县级面板数据进行分析。为了使计量结果更加稳健和可靠,分别以农村存款集中度和贷款集中度为被解释变量,并分别与其相对应的解释变量进行回归;然后使用HAUSMAN检验模型是适用固定效应估计还是随机效应估计,结果显示可以在1%的统计水平上拒绝随机效应估计,因此表4和表5中的10个模型都采用固定效应估计;通过进一步的分析发现,10个模型都适用时点固定效应估计;最后本文进行了异方差检验,并使用了PCSE对方差进行了修正。考虑到本文的样本时期比较短,本文没有检验序列相关性。具体的回归结果如表4和表5所示。

表3 各解释变量之间的相关系数

	CRD	CRL	LVAD	LVAL	Y	GEB	INV	NSOE
CRD	1							
CRL	0.535	1						
LVAD	-0.356	-0.416	1					
LVAL	-0.287	-0.474	0.885	1				
Y	-0.091	-0.178	0.494	0.551	1			
GEB	0.257	0.321	-0.484	-0.445	-0.437	1		
INV	0.142	0.123	-0.189	-0.138	0.002	0.403	1	
NSOE	-0.124	-0.179	0.338	0.354	0.271	-0.203	-0.007	1

表4 农村银行业存款集中度的影响因素

变量	CRD1	CRD2	CRD3	CRD4	CRD5
lnLVAD	-0.070 ^{***} (-36.218)	-0.078 ^{***} (-35.788)			
Y		0.025 ^{***} (7.657)	-0.021 ^{***} (-4.165)		
GEB				0.041 ^{***} (7.135)	
INV					0.012 ^{***} (4.971)
NSOE			-0.001 ^{***} (-2.745)	-0.001 ^{***} (-2.812)	-0.002 ^{***} (-3.219)
C	0.704 ^{***} (66.770)	0.643 ^{***} (48.769)	0.411 ^{***} (20.116)	0.318 ^{***} (131.788)	0.321 (132.993)
Adjusted R ²	0.137	0.143	0.005	0.010	0.006
地区效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	8 275	8 275	8 275	8 275	8 275

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

表5 农村银行业贷款集中度的影响因素

变量	CRL1	CRL2	CRL3	CRL4	CRL5
lnLVAL	-0.147 ^{***} (-50.120)	-0.160 ^{***} (-46.556)			
Y		0.041 ^{***} (7.299)	-0.048 ^{***} (-5.948)		
GEB				0.118 ^{***} (11.408)	
INV					0.019 ^{***} (4.695)
NSOE			-0.003 ^{***} (-4.609)	-0.003 (-4.921)	-0.004 ^{***} (-5.135)
C	1.208 ^{***} (77.615)	1.110 ^{***} (54.294)	0.634 ^{***} (19.133)	0.415 ^{***} (106.701)	0.612 ^{***} (18.306)
Adjusted R ²	0.249	0.253	0.080	0.087	0.081
地区效应	未控制	未控制	未控制	未控制	未控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	827 5	827 5	827 5	827 5	827 5

注:***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

根据本文分析可得出以下结论:

第一,农村金融市场规模扩大对农村银行业集中度有显著为负的影响。从表4和表5的第1、2列可以看出,无论是农村存款规模变量 $LVAD$ 还是农村贷款规模变量 $LVAL$,都与农村银行业结构变量在1%的水平下显著地负相关。这与本文的理论预期相一致,即随着农村存、贷款规模的扩大,农村金融体系的扩张,农村金融机构分工水平的提高,农村银行之间的竞争必然会加剧,农村银行业集中度势必会降低。

第二,农村经济增长与农村银行业集中度显著负相关。从表4和表5的第2列看出,农村经济增长变量 Y 的系数在以农村存款集中度和农村贷款集中度为被解释变量的估计结果中均显著为正,不符合本文的理论预期。正如前述,可能的原因在于农村经济增长变量 Y 与农村存、贷款市场规模变量 $\ln LVAD$ 和 $\ln LVAL$ 正相关,而与政府干预程度变量 GEB 负相关。因此,本文剔除了农村存贷款规模变量、政府干预程度变量后重新进行回归,如表4和表5的中的第3列结果显示,农村经济增长在1%的水平上与农村银行业集中度显著地负相关。该结果也证实了以往文献的研究结论,即农村经济增长是通过扩大农村金融市场规模而降低农村银行业集中度的(贺小海等,2008)。

第三,规模以上工业产值占第二产业的比重与农村银行业集中度显著负相关。从表4和表5的第3、4、5列看出,用规模以上工业产值占第二产业的比重表示的农村经济结构变量 $NSOE$ 与农村银行业集中度在1%的水平下显著地负相关,这表明,县域内规模以上工业企业的发展能够有效降低农村银行业集中度。可能的原因在于,县域内规模以上工业企业的发展需要更多的农村金融机构提供贷款,从而降低了农村银行业集中度。

第四,政府干预程度与农村银行业集中度显著正相关。表4和表5的第4列结果表明,政府干预程度与农村银行业集中度在1%的水平下显著地正相关。这与本文的理论假设相一致:在农村地区,地方政府对经济活动的干预程度越高,表明其政府行政力量越大,也就意味着当地大型国有银行的寡占地位越难以改变,以至于银行业集中度居高不下。因此为了降低农村银行业的集中度,可采取相应的财政支持政策,如加大财政对涉农金融业务的

税收优惠政策。

此外,从表4和表5的第5列看出,农村投资率与农村银行业集中度显著正相关。

四、结论与政策建议

新型农村金融机构创新导致了我国农村银行业结构变化,基于这一重要的研究背景,本文利用2006—2010年的县级面板数据,对我国农村银行业结构的影响因素进行了实证研究。结果表明,农村金融市场规模扩大、农村经济增长及农村地区第二产业中规模以上工业企业比重的增加均会降低我国农村银行业市场集中度;而政府干预程度越高,农村银行业市场集中度也越高。为有效降低我国农村银行业市场集中度,一方面,要进一步完善社会主义市场经济体制,减少各级政府对地区经济的不当干预;另一方面,应该促进农村地区规模以上工业企业的发展,并带动农村地区中小企业发展,实现农村经济的快速增长,以促进农村地区金融市场规模的扩大,从而降低农村银行业集中度。尤其是中、西部农村地区,经济发展和市场经济落后于东部农村地区,农村存、贷款市场规模偏低,因此,我国当前的农村金融体制改革应实施偏向于中西部的政策制度,以扩大其市场规模,进而切实降低当地农村银行业市场集中度。

参考文献:

- 陈华强. 2011. 我国银行体系与实体经济发展互动关系研究 [D]. 南昌:南昌大学.
- 范小云,肖立晟,王博. 2010. 银行监管对银行业结构演进的影响——基于市场准入与经营范围监管视角的研究 [J]. 财经研究(4):103-111.
- 贺小海,刘修岩. 2008. 中国银行业结构影响因素的实证研究 [J]. 财经研究(5):52-62.
- 林毅夫,姜烨. 2008. 发展战略、经济结构与银行业结构:来自中国的经验 [J]. 管理世界(1):29-40.
- 林毅夫,孙希芳. 2006. 银行业结构与经济增长 [J]. 经济研究(9):31-45.
- 田杰,刘勇,陶建平. 2012. 社会经济特征、竞争优势与农村金融机构网点布局——来自我国278家村镇银行的经验证据 [J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版)(6):86-92.
- 徐忠,沈艳,王小康,沈明高. 2009. 市场结构与我国银行业绩效:假说与检验 [J]. 经济研究(10):75-86.
- 于忠,王继翔. 2000. 对我国银行业集中度决定因素的实证分析 [J]. 统计研究(5):32-36.

- AMEL D F, LIANG J. N. 1990. Dynamics of market concentration in U.S. banking, 1966—1986[J]. International Journal of Industrial Organization, 8(3):375-384.
- relationships between banking concentration and economic growth [J]. International Review of Financial Analysis, 17(3):557-570.
- COCCORESE P. 2008. An investigation on the causal

Analysis of Influential Factors for China's Rural Banking Industry Structure

YANG Ke^{1a}, MAO Jia-wen², TIAN Jie^{1b}

(1a.School of Accounting; b. School of Finance, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China;

2. International Business School, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330032, China)

Abstract: Based on panel data of 1655 counties (cities) during 2006-2010, empirical analysis is conducted on the influential factors for China's rural banking industry structure, and the results show that rural banking industry structure is significantly affected by financial market scale, economic growth, economic structure, governmental interference extent and investment rate in China's rural areas, that the deposit and loan market concentration ratio of China's rural banks can be decreased by the enlargement of rural deposit and loan scale, by rural economic growth and by the increase of the ratio of scaled industrial enterprises in secondary industry in China's rural areas, however, the deposit and loan market concentration ratio of China's rural banks can be increased by the increasing of the ratio of county-regional financial expenditure to annual nominal GDP and the ratio of rural fixed asset investment quantity to GDP, thus, on the one hand, China should boost the development of scaled industrial enterprises in rural areas to drive medium-sized and small enterprise development and realize rapid growth of rural economy to promote the enlargement of rural financial market scale, on the other hand, China should reduce excessive interference of local government on rural economy so that the market concentration ratio of China's rural banks can be effectively decreased.

Key words: rural banking industry structure; market concentration ratio; Herfindahl-Hirschman Index (HHI); deposit concentration ratio; loan concentration ratio; financial market scale; rural finance system; government interference

CLC number: F830.341; F260 **Document code:** A 1674-8131(2013)04-0031-07

(编辑:南北)