# 农村银行业结构与中小企业生成

### ——基于中国县域面板数据的经验证据

田  $杰^1$ , 刘  $\overset{\circ}{p}^1$ , 刘  $\overset{\circ}{p}^2$ 

(1. 重庆工商大学 财政金融学院,重庆 400067; 2. 武汉科技大学 文法与经济学院,湖北 武汉 430080)

摘 要 基于新型农村金融机构创新这一重要的研究背景,运用中国 2006—2010 年 1 694 个县(市)的面板数据,对农村银行业市场结构与中小企业生成之间的关系进行研究。结果表明:农村银行业集中度的下降有利于中小企业的生成,并且随着农村金融的发展,加速了中小企业的生成。稳健性检验结果也支持了这一结论。为推动中国县域经济的增长,提出了降低农村银行业市场集中度,促进中小企业生成的政策建议。

关键词 农村金融;农村银行业结构;中小企业生成;县域经济;赫芬达尔指数(HHI)

中图分类号:F 832.6 文献标识码:A 文章编号:1008-3456(2014)02-0074-06

中小企业在中国国民经济中占有十分重要的地 位,已经成为拉动经济的一个重要增长点。目前,中 国绝大多数中小企业设立在县域内,随着新农村建 设的推进,中小企业正日益成为促进中国农村经济 结构调整、推动农村经济社会发展的重要力量,而伴 随农村经济快速增长和产业快速升级,中小企业数 量将会快速增长。但与之不相称的是,目前农村金 融机构对中小企业的信贷支持十分有限,"融资难" 已经成为中小企业发展壮大最重要的障碍因素[1]。 2007年以来,中国启动了新一轮农村金融体系改 革,逐步放宽了农村金融市场的准入标准,推进农村 金融组织创新,提高了农村金融市场竞争强度,降低 了农村金融市场集中度,在一定程度上改善了农村 地区的融资环境[2]。那么,当前的农村银行业结构 是否促进了中小企业的生成? 在当前国家推动县域 经济增长的背景下,探讨农村银行业市场结构与中 小企业生成的关系在理论和实践方面都具有十分重 要的意义。

国内外学者关于银行竞争对中小企业生成影响的理论研究表明,成熟市场经济国家中小金融机构的增加促进了市场竞争程度的提高,进而有利于中小企业的生成。如 Cestone 等通过分析发现随着银行竞争度的下降,银行没有动力为新借款者开发新

的金融放贷产品,因此高度集中的银行业市场结构制约了新企业的生成<sup>[3]</sup>。林毅夫等提出了"最优金融结构"理论,其认为在考虑到风险分散和信息不对称后,不同规模的银行形成不同的专业分工,即大银行主要向大企业提供贷款而小银行主要向中小企业贷款<sup>[4]</sup>。雷震等通过对现有文献的梳理后认为中国的国有银行倾向于向国有企业贷款,而具有更强的民营性质的中小银行,由于受到国有银行的排挤,无法向国有企业的放贷,进而可能选择更多地向中小企业放贷,从而有利于中小企业的生成<sup>[1]</sup>。

对于银行业市场结构与中小企业生成之间关系的经验研究,现有文献研究都表明银行集中度的下降有利于企业的生成。Beck 等利用 63 个国家1960—1997 年的面板数据研究发现金融市场竞争程度的提高有利于中小企业的生成<sup>[5]</sup>。Cetorelli 等基于美国放松银行业地域管制的背景,研究发现银行业竞争变得更为激烈后,促进了中小企业的生成<sup>[6]</sup>。Bertrand等分析了 20 世纪 80 年代的法国放松银行业管制对中小企业生成的影响,研究发现对银行依赖程度越高的产业,新企业的产生越迅速<sup>[7]</sup>。Love 等基于 53 个国家企业层面的混合面板数据的实证研究发现,使用 Lerner 指数度量的银行业集中度和企业贷款的获取成显著的负相关,而以 HHI

收稿日期:2013-10-05

基金项目:重庆市社会科学规划博士项目"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"(2012BS52);重庆市教委人文社会科学研究项目"我国农村普惠型金融体系构建研究——以信息通信技术为载体"(13SKH11);重庆工商大学博士科研启动经费项目"我国最优农村银行业结构研究"(1355014)。

(3)

和 *CR*。度量的银行集中度和企业贷款的获取不相关,并且金融深化程度的提高和征信业的发达能够减轻由于银行集中度高对企业贷款获取带来的不利影响,但是国有银行比重高会加重这种不利影响<sup>[8]</sup>。

限于数据的可得性,目前国内关于银行业市场结构与中小企业生成之间关系的研究比较少,雷震等首次对中国银行业市场结构与中小企业生成之间的关系进行研究,发现中小银行的市场份额上升有利于中小企业的生成[1],其度量银行业结构的指标是四大国有银行之外的其他银行的贷款余额占各省金融机构贷款余额的比重。相对这一指标,赫芬达尔指数(Herfindahl-Hirschman index, HHI)同时涵盖了所有银行的数量及市场份额差异程度的信息,弥补了使用其他指标的不足,但是 HHI 要求计算出每家银行所占的市场份额,对数据的需求量非常大。其后的学者如董晓林等实证分析了农村金融市场集中度对农村中小企业信贷可获性的影响,结果呈现出显著的负向影响[9]。

农村银行业市场结构的变化以及中国农村银行业特有的地区差异,为检验农村银行业结构变化对中小企业生成的影响提供了天然的试验数据。本文基于中国银监会农村金融图集相关数据,采用回归分析和稳健性检验,试图回答中国农村中小银行的市场份额上升是否真的促进了中小企业的生成的问题。

### 一、变量、模型与数据

#### 1. 变量的选择

(1)分析变量。在有关银行业结构与中小企业生成关系的实证研究中,选择哪个指标来度量银行业结构将会关系到研究结论。考虑到数据的可得性,现有文献主要采用  $CR_n$ (最大规模的 n 家银行的资产占所有银行总资产的比例)对银行集中度进行度量。而 HHI 同时涵盖了所有银行的数量及市场份额差异程度的信息,弥补了以往文献使用  $CR_n$ 的不足。HHI 指数要求提供市场上每一家银行的贷款数据,导致对数据的需求量非常大,而本文使用的中国银监会农村金融图集比较详细地提供了每家银行的贷款数据,使得本文能够比较详细计算出全国县域银行集中度。HHI 指数用一个地区内任一银行的市场份额的平方和来计算,计算公式为:

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

式(1)中, $D_{j,k}$ 表示第j家银行在第k个县(市)

的分支机构所发放的贷款。HHI 数值越接近于 0 表示农村银行集中度越低;HHI 越趋近于 1 表示农村银行集中程度越高。当 HHI=0 或 1 时,说明此时的农村银行业结构为完全竞争或是完全垄断的。考虑到贷款对中小企业生成影响更直接和重要,本文银行结构用贷款集中度(HHI)来表示。

(2)控制变量。本文控制变量包括农村金融发展规模(fd),其度量指标为各县全部银行贷款余额与GDP的比例,表明各县域单位产出对银行贷款的依赖,用以反映融资渠道的单一程度。县域规模以上工业企业总产值的对数(lnV<sub>industry</sub>),以及文献已经识别出的影响中小企业生成的主要因素:劳动力的对数(lnL)、各地区固定资产投资总额的对数(lnI)。

控制变量的选取主要是基于新古典经济增长理论所提出的经济增长模型中的变量,现有的文献在研究银行业结构与中小企业生成的时候是选择这一模型中的变量作为控制变量[1]。

### 2. 模型设定

国内外文献的理论分析和经验研究都表明,西 方成熟市场经济国家中小金融机构的增加促进了市 场竞争程度的提高,进而有利于中小企业的生成。 本文提出如下待检验理论假说:在中国,农村银行业 集中度的下降有利于中小企业的生成。模型设立的 主要目的是考察农村银行业结构的地区差异对中小 企业生成的影响。参考雷震等[1]的回归模型,考虑 到数据可得性并结合中国农村的实际情况,建立以 下实证模型:

$$\log(y_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 HHI_{i,t} + \beta x_{i,t} + \lambda_{i,t} + v_{i,t}$$
(2)  
$$\log(y_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 CR_{3i,t} + \beta x_{i,t} + HHI \times fd + \lambda_{i,t} + v_{i,t}$$

式(2)、式(3)中,y表示中小企业数;HHI表示农村银行业结构,x表示其他控制变量,具体包括县域规模以上工业企业总产值的对数( $\ln V_{industry}$ )、劳动力的对数( $\ln L$ )、各地区固定资产投资总额的对数( $\ln I$ )、农村金融发展规模(fd); $CR_3$ 表示行业集中度指数; $\lambda_{i,i}$ 为不同地区不可观测的异质性所产生的固定效应,用于控制各地区的差异; $v_{i,i}$ 为模型的随机扰动项; $\alpha$ 、 $\beta$ 为系数。

#### 3. 数据来源

本文数据来源于 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农村金融图集收集的 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1694 个县(市)的8470家银行作为本文的样本数据。

在计算农村银行业市场结构(HHI)指标时,本 文用中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,本文中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3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。徐忠等对银行市场类型进行了划分:寡占型的市场(HHI值大于 0.18),适度集中的市场(HHI值价于 0.1 和 0.18 之间),低集中度的市场(HHI值低于 0.1)<sup>[10]</sup>。2006—2010年中国农村银行业结构一直属于寡占型。本文各变量的统计学描述见表 1。

表 1	各个变量的统计学描述
-----	------------

变量	平均	中位数	众数	标准差	最小值	最大值
У	2.935	2.926	2.555	0.595	0.301	5.071
$CR_3$	0.776	0.833	1.000	0.207	0.000	1.000
HHI	0.432	0.387	1.000	0.156	0.201	1.000
fd	0.466	0.396	0.000	0.308	0.000	6.068
lnL	5.261	5.301	5.025	0.373	3.211	6.070
${ m ln}V_{ m industry}$	5.499	5.541	5.809	0.759	1.783	7.707
$\ln\!I$	5.282	5.301	3.322	0.497	2.535	6.699

### 二、回归分析

#### 1. 多重共线性检验

为了避免各解释变量之间可能出现的多重 共线性,本文使用 Klein 法则进行判别。首先对 各解释变量之间的简单相关系数进行了测定,见 表 2。

根据 Klein 法则来判断多重共线性,该法则认 其他变量之间 表 2 各解释变量之间的相关系数

为如果回归模型中的多重决定系数  $R^2$  如果小于 2 个变量之间的简单相关系数的绝对值,则可以判定二者存在严重的多重共线性问题。经过模型测算,表 2 中第 7 列的多重决定系数为 0.361,分别小于  $\ln I = \ln V_{\text{industry}}$ ,  $fd = \ln I$  之间的简单相关系数的绝对值 0.566, 0.395, 0.384。可以判断以上两两变量之间存在严重的多重共线性问题,其他变量之间不存在多重共线性。

变量	$CR_3$	HHI	fd	lnL	$\ln I$	${ m ln}V_{ m industry}$
$CR_3$	1					
HHI	-0.242	1				
fd	-0.349	0.122	1			
lnL	0.039	-0.046	-0.093	1		
$\ln I$	0.542	-0.114	-0.384	-0.054	1	
${ m ln}V_{ m industry}$	0.603	-0.083	-0.395	-0.043	0.566	1

#### 2. 回归结果

根据基本计量模型,本文使用 Eviews 6.0 软件,以中小企业生成的数量为被解释变量对样本期为 2006-2010 年的县级面板数据进行了分析,然后使用 HAUSMAN 检验表 3 中的模型是适用固定效应估计还是随机效应估计。在多重共线性检验结果的基础上,本文依次加入了解释变量,得到了模型(1)~(6),模型(7)是检验农村银行业结构与农村金

融发展的交互项对中小企业生成的影响。检验结果显示模型(1)~(7)都在1%的统计水平上拒绝随机效应估计,接受7个模型都采用固定效应估计。由于使用的数据是宽截面、短序列面板数据,可能会存在异方差性。本文进行了White 异方差检验,并使用了PCSE 对异方差进行了修正。考虑到本文的样本时期比较短,没有检验序列相关性。回归结果如表3。

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
HHI	-0.531 * * *	-0.533***	-0.458***	-0.419***	-0.456 * * *	-0.425***	-0.404***
	(-43.408)	(-43.431)	(-38.880)	(-37.197)	(-40.051)	(-38.045)	(-31.456)
fd		-0.004	0.023	0.048 * * *	0.034 *	0.047 * * *	0.114 * * *
		(-0.171)	(1.197)	(2.696)	(1.912)	(2.674)	(4.327)
lnL			0.704 * * *	0.415 * * *	0.490 * * *	0.381 * * *	0.381 * * *
			(32.210)	(18.500)	(22.805)	(17.154)	(17. 221)
${\rm ln}V_{ m industry}$				0.274 * * *		0.207 * * *	0.204 * * *
				(24.684)		(15.552)	(15.396)
$\ln I$					0.339***	0.166***	0.168***
					(21.339)	(8.804)	(8.879)
$HHI \times fd$							-0.054 * * *
							(-3.409)
C	3.469 * * *	3.473 * * *	-0.317***	-0.352***	-0.991 * * *	-0.677 * * *	-0.703***
	(217.601)	(182.732)	(-2.678)	(-3.396)	(-8.984)	(-6.197)	(-6.431)
$R^2$	0.160	0.159	0.269	0.346	0.344	0.360	0.361
DW	1.958	1.958	1.968	1.991	1.979	1.992	1.993
地区效应	未控制	未控制	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	控制	控制

表 3 农村银行业结构与中小企业生成回归结果

注:\*、\*\*\*分别表示在10%、1%的水平上显著;括号中数据为t值。

表 3 中模型(1)是基本回归,从模型(1)中可以 看出农村银行业集中度变量的系数为负,而且在 1%显著性水平上显著。然而,这个结论是不可靠 的,因为在基本回归中,存在内生性问题,原因可能 来自3个方面:一是互为因果,农村银行业集中度的 降低促进中小企业生成,反过来,中小企业的生成也 可能导致农村银行业集中度的下降:二是遗漏变量, 影响中小企业生成的因素有很多,基本回归中,遗漏 了部分变量;三是测量误差,在统计数据中,误差难 以避免。内生性指的是解释变量与误差项相关,从 而违背经典线性回归模型的一个假设  $cov(\varepsilon_i, x_i) =$ 0,造成的结果估计不仅有偏误,而且非一致,即使样 本容量无限增大,估计仍会有偏误。处理内生性常 用的方法,一是寻找工具变量,二是用变量的前一期 或前几期数据,三是采用面板数据。由于本文在《中 国县(市)社会经济统计年鉴》、中国银监会官方网站 中农村金融图集收集的变量目录中没有找到合适的 工具变量,只能尽量地控制住其它因素,把农村银行 业集中度对中小企业生成的影响分离出来,这样更 多遗漏变量的加入,可以缓解内生性。目本文数据 时期比较短,只有5年,第二种方法也只能放弃。

表 3 中模型(2)~(6)是采用面板数据,逐步加入控制变量农村金融发展规模、劳动力、县域规模以上工业企业总产值、各地区固定资产投资总额的回归结果。从回归结果可以看出,农村银行业集中度与中小企业的生成在 1%的水平上表现出显著的负

相关,随着控制变量的逐步加入,农村银行业集中度的系数大大减小,说明随着控制变量的加入,农村银行业集中变量的参数估计更为精确。模型(7)为农村银行业集中度与农村金融发展的交互项对中小企业生成的影响,结果显著为负,表明了随着农村金融的发展,农村银行集中度的下降更利于中小企业的生成。

表 3 也可以看出,各控制变量的系数及其统计显著性。农村金融发展规模除在模型(2)、模型(3)中不显著外,随着工业企业总产值的对数、各地区固定资产投资总额的对数这 2 个变量的加入,农村金融发展规模又和中小企业的生成表现出了显著正相关性,这可能是由于农村金融发展主要是通过促进这 2 个变量的发展间接影响到中小企业的生成。其它变量如劳动力的对数、工业企业总产值的对数、各地区固定资产投资总额的对数都表现出了与中小企业生成在 1%的水平上显著的正相关性。

# 三、稳健性检验

为了得到稳健的估计结果,本文用行业集中度 指数 CR<sub>3</sub> 衡量农村地区的贷款集中度。以往文献度 量银行业集中度都是用四大国有银行的贷款余额占 地区金融机构贷款余额的比重来表示。在本文中, 考虑到四大国有银行在县域农村地区发放贷款很 少,而农村信用社、农业银行以及农业发展银行承担 了农村金融市场较大份额的贷款,是农村金融机构

式(4)、式(5)中,CR3为农村信用社、农业银行

以及农业发展银行3家银行的贷款数之和占农村地 区总贷款余额的比重,其它变量同前面的模型一样,

依次进行了多重共线性检验,检验结果一样。然后

加入了解释变量,得到了模型(1)~(6),模型(7)是

检验农村银行业结构与农村金融发展规模的交互项

对中小企业生成的影响。HAUSMAN 检验结果显

示,模型(1)~(7)都采用固定效应估计,具体结果如

的重要组成部分,因此选取这3家银行所占贷款市 场份额来表示。本文中 CR3 具体度量方法是用农村 信用社(包括改制后的农村合作银行和农村商业银 行)、农业银行以及农业发展银行3家银行的贷款数 与农村地区贷款总额的比值。

为了进行稳健性检验,将计量回归模型设 定为:

$$\log(y_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 CR_{3i,t} + \beta x_{i,t} + \lambda_{i,t} + \nu_{i,t}$$
 (4)

 $\log(y_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 C R_{3i,t} + \beta x_{i,t} + C R_3 \times f d + \lambda_{i,t} + \nu_{i,t} \quad (5)$ 

表 4	农村银行业结构与中小企业生成的稳健性检验
1X T	水 们 水 门 业 泊 尚 一 中 小 止 业 土 从 的 徳 陲 压 世 逊

表 4。

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)
$CR_3$	-0.609 * * *	-0.607***	-0.349***	-0.198***	-0.270***	-0.183***	-0.085
	(-13.259)	(-13.193)	(-7.843)	(-4.627)	(-6.229)	(-4.296)	(-1.384)
fd		0.017	0.051 * *	0.085 * * *	0.067***	0.084 * * *	0.193***
		(0.767)	(2.455)	(4.333)	(3.345)	(4.316)	(3.660)
lnL			0.768***	0.464***	0.578 * * *	0.438***	0.439 * * *
			(30.168)	(18.414)	(23.001)	(17.370)	(17.454)
${\rm ln}V_{ m industry}$				0.310 * * *		0.246 * * *	0.244 * * *
				(25.203)		(16.706)	(16.585)
$\ln I$					0.347***	0.161***	0.162***
					(19.470)	(7.815)	(7.873)
$CR_3 \times fd$							-0.233**
							(-2.218)
C	3.198 * * *	3.189 * * *	-0.981 * * *	-1.166 * * *	-1.854 * * *	-1.533***	-1.584 * * *
	(138.920)	(124.033)	(-6.930)	(-9.448)	(-13.580)	(-11.683)	(-11.913)
$R^2$	0.023	0.023	0.128	0.219	0.188	0.226	0.228
DW	1.968	1.968	1.994	1.995	1.988	1.996	1.995
地区效应	未控制	未控制	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	控制	控制

注: \* \* 、\* \* \* 分别表示在 5%、1%的水平上显著。

表 4 的回归结果显示,模型(1)中只加入农村银 行业集中度,系数显著为负,然后模型中逐步加入控 制变量,结果仍然显著为负。模型(7)中农村银行业 集中度与农村金融发展的交互项对中小企业生成为 负向影响,并且统计上是显著的。以上的结果充分 验证了本文的结论是稳健可靠的。

# 四、结论与建议

基于新型农村金融机构创新这一重要的研究背 景,本文运用中国 2006-2010 年 1 694 个县(市)的 面板数据,对农村银行业市场结构与中小企业生成 之间的关系进行实证研究。在控制住其他变量的影 响及考虑到内生性后,基于固定效应模型的结果表 明农村银行业集中度的下降有利于中小企业的生 成,并且随着农村金融的发展,农村银行业集中度的 下降加速了中小企业的生成。然后本文采用 CR3来 度量农村银行业集中度进行稳健性检验,结果再次 证实了本文的检验结果是稳健可靠的。

农村银行体系要充分发挥其支持农村经济发展 的作用,不仅需要一个与农村经济发展相适应的总 体规模,而且更重要的是建立与农村经济结构相匹 配的农村银行业市场结构。由于县域中小企业的发 展对促进中国县域经济增长具有特殊的战略意义, 中小企业成为县域经济增长、解决农民就业、推进技 术创新的重要力量,能否促进其生成直接关系到县 域经济的成败。因此,必须建立一个与经济发展结 构相适应的银行体系,并通过改善农村银行结构来 促进农村经济结构的升级。本文相应的政策建议 为:降低农村地区金融机构的设立标准,改善农村金 融机构的市场坏境(包括农村地区征信系统、信用文 化、金融环境等方面的建设),制定有利于农村金融 机构发展的税收政策。

### 参考文献

- [1] 雷震,彭欢.银行业市场结构与中小企业的生成:来自中国 1995-2006年的证据[J].世界经济,2010(3):109-125.
- [2] 田杰,刘勇,陶建平.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,2012(6):86-92.
- [3] CESTONE G, WHITE L. Anticompetitive financial contracting: the design of financial claims[J]. Journal of Finance, 2003 (58):2109-2142.
- [4] 林毅夫,孙希芳.银行业结构与经济增长[J].经济研究,2008 (9);31-45.
- [5] BECK T, MTTIAS L B, GIOVANNI M J. Financial intermediary development and growth volatility: do intermediaries

- dampen or magnify shocks? [J]. Journal of International Money and Finance, 2006, 25(7):1146-1167.
- [6] CETORELLI N, PHILIP S. Finance as a barrier to entry; bank competition and industry structure in local U S markets[J]. The Journal of Finance, 2006, 61(1):437-461.
- [7] BERTRAND M, ANTOINETTE S, THESMAR D. Banking deregulation and industry structure; evidence from the French banking reforms of 1985[J]. The Journal of Finance, 2007, 62(2):597-628.
- [8] LOVE I, MARIA S, PERIA M. How bank competition affects firms' access to Finance[EB/OL]. (2012-08-11)[2013-09-04]. http://ssrn.com/abstract=2127999.
- [9] 董晓林,杨小丽.农村金融市场结构与中小企业信贷可获性——基于江苏县域的经济数据[J].中国农村经济,2011(5):82-92.
- [10] 徐忠,沈艳,王小康,等.市场结构与我国银行业绩效:假说与检验[J]. 经济研究,2009(10):75-86.

### Rural Banking Structure and Generation of Small and Medium-size Enterprises

——Empirical Evidence Based on China's County Panel Data

TIAN Jie<sup>1</sup>, LIU Rong<sup>1</sup>, LIU Yong<sup>2</sup>

- (1. School of Public Finance and Finance, Chongqing Technology and Business University, Chongqing, 400067;
- 2. Colloge of Literature, Law and Economics, Wuhan University of Science and Technology, Wuhan, Hubei, 430080)

Abstract Based on the important research background on innovation of new rural financial institutions, this paper uses panel data from China's 1694 counties (cities) between 2006 and 2010 to empirically study the relationship between rural banking market structure and generation of small and medium-size enterprises. The result shows that decreasing of rural banking concentration is conducive to the formation of small and medium-size enterprises. And with the development of rural finance, the decline of rural banking concentration accelerates the formation of small and medium-size enterprises. In order to promote the growth of China's county economy, this paper puts forward several corresponding policy suggestions on how to reduce rural banking market concentration and promote the formation of small and medium-size enterprises.

**Key words** rural finance; rural banking structure; generation of small and medium-size enterprise; county economy; Herfindahl-Hirschman index

(责任编辑:金会平)