

# 地方性金融机构设立的内生条件和攀比效应

## ——基于村镇银行的空间 Probit 模型分析

郭峰\*

**摘要** 中国地方政府特别热衷于推动成立其能控制或干预的地方性金融机构，村镇银行是其中最新的代表。以村镇银行为例，我们考察了地方性金融机构设立的内生条件和各地区在成立地方性金融机构上存在的攀比效应。我们发现县市经济发展水平、政府财政自主度对村镇银行的成立有显著影响，地方性金融机构的设立存在一定的内生性。基于空间 Probit 模型的结果也表明，周边县市村镇银行的成立，会刺激本县市村镇银行的成立，地方性金融机构的设立存在攀比效应。我们的结论通过了稳健性分析和反事实推断。

**关键词** 地方性金融机构，晋升锦标赛，攀比效应，Probit 模型，空间计量模型

### 一、引言

地方政府热衷于推动成立其能够控制或干预的地方性金融机构是过去二十年中国金融发展和改革的一个鲜明特征。从早期的城乡信用合作社、信托公司、证券公司等，再到后来的基于地方的股份制商业银行、城市商业银行，都属于这种地方性的金融机构（部分机构后来走向全国）。而在目前新一轮的农村金融改革中脱颖而出的村镇银行，也是此类地方性金融机构的最新代表。本文即以村镇银行为例，来分析地方性金融机构成立的内生条件，以及各地区在设立地方性金融机构上可能存在的攀比效应。

村镇银行起始于 2006 年以来我国启动的新一轮农村金融体制改革。这次改革的显著特

---

\*郭峰，上海新金融研究院研究员，复旦大学经济学院博士研究生。通信作者及地址：郭峰，上海市黄浦区北京东路 280 号 701 室，200002；电话：021-33023255；E-mail: guofengsf@163.com。本研究得到国家社会科学基金重大项目（项目编号：12&ZD074）和上海新金融研究院的科研资助。本文得益于与胡军博士、熊瑞祥博士等的讨论。本文曾在《金融学季刊》2014 年暑期研讨会上报告，感谢与会专家的评论。文责自负。

点是放宽农村金融市场的资本准入，允许境内外银行资本、产业资本和民间资本到农村地区投资、收购、新设各类新型金融机构，主要包括村镇银行、贷款公司、资金互助社等，开展对农村的金融服务。但无论从计划目标还是从实际设立的情况来看，村镇银行都是新型农村金融机构中的主力军。2007年，在中西部地区六个省区进行短暂试点之后，国家就开始允许全国各地设立村镇银行，并鼓励中西部地区，特别是欠发达地区优先设立村镇银行。为此，银监会还实行了准入挂钩政策，平衡村镇银行的地域分配。<sup>(1)</sup>

但是，村镇银行的发展历程起初并不顺利。例如，根据银监会《2009—2011年新型农村金融机构工作安排》的设想，到2011年年末全国规划建设1027家村镇银行，但根据我们整理的数据库，到2011年年末，全国仅成立了679家村镇银行。<sup>(2)</sup>不过，最近几年村镇银行的成立速度有所加快，到2013年年末，全国已经成立村镇银行1086家。并且，根据2014年中央最新的“一号文件”，未来将“积极发展村镇银行，逐步实现县市全覆盖”。<sup>(3)</sup>一些省区也出台了本省鼓励村镇银行全覆盖的政策文件。<sup>(4)</sup>

因此，在村镇银行进入最后全覆盖之前，我们可以考察村镇银行的设立，除了主观意愿之外，还受制于哪些因素。为什么到目前为止一些县市成立了村镇银行，而另一些县市却没有成立？政策制定者所期望的村镇银行成立步伐为何没有实现？各县市在成立村镇银行上，是否存在策略互动？通过对这些问题的解答，我们也可以预估未来村镇银行全覆盖后可能存在的问题。我们主要考察县市经济社会的异质性特征，特别是经济发展水平和县市政府财政自主度在影响村镇银行成立上的作用。并且，基于空间Probit模型，我们还特别考察了各县市在成立村镇银行上可能存在的攀比效应，从而有助于我们理解在中国特色的政治经济体制

---

(1) 即“主发起人在规划内的全国百强县或大中城市市辖区发起设立村镇银行的，原则上与国定贫困县实行1:1挂钩，或与中西部地区实行1:2挂钩；在东部地区规划地点发起设立村镇银行的，原则上与国定贫困县实行2:1挂钩，或与中西部地区实行1:1挂钩”。

(2) 详细的数据介绍见下文。

(3) 中共中央、国务院，《关于全面深化农村改革加快推进农业现代化的若干意见》，中发〔2014〕1号，2014年1月19日。

(4) 如福建省：《关于加快村镇银行组建和发展的指导意见》，闽政办〔2013〕99号，2013年8月4日。

下，地方性金融机构的设立和攀比所遵循的逻辑。

本文剩余部分结构安排如下：第二部分是文献综述；第三部分对村镇银行设立现状进行简述；第四部分介绍空间 Probit 模型、空间权重矩阵的设定和数据来源；第五部分是实证结果；最后一部分是总结性评论。

## 二、文献综述

20 世纪 90 年代末，国有商业银行从农村地区批量撤出之后，农村信用合作社就成为农村地区最主要的金融机构（刘民权等，2005）。但是，虽然开展了多轮农信社改革，但农村地区金融短缺问题依然没有得到有效解决（谢平，2001；刘民权等，2005；谢平等，2006）。并且，农村邮政储蓄的迅猛发展也加剧了农村金融资源的外流（谢平和徐忠，2006）。国家鼓励成立以村镇银行为代表的新型农村金融机构，就是在我国农村金融资源严重短缺的情况下，根据包容性金融或普惠性金融原理开展的重大创举（Sarma and Pais, 2011）。

农村地区缺乏金融服务是一种金融排斥，这在世界范围内都是一个普遍现象 (Demirguc-Kunt *et al.*, 2007)。在造成金融排斥的众多因素当中，区域宏观经济环境特别是经济发展水平无疑是最为重要的因素之一 (Kempson and Whyley, 1999; Amaeshi *et al.*, 2007)。这在关于中国农村金融排斥的研究中，也得到了证实(董晓林和徐虹, 2012; 谭燕芝等, 2014)。基于这一原因，虽然国家出台了政策，鼓励各县市成立村镇银行，但我们仍有必要评估各县市的经济社会条件是否对其成立村镇银行有系统性的影响。评估的价值在于认清哪些县市适宜成立村镇银行，哪些地区如果不满足成立村镇银行的条件而强行成立，则可能会出现问題。这对于未来村镇银行的全覆盖政策有直接的参考价值，实际上，已经有研究者质疑了村镇银行的可持续性（洪正，2011）。

此外，在中国特色的政治经济体制下，作为地方政府可以有效控制或干预的地方性金融

机构，村镇银行的成立深深地打上了地方政府的烙印。<sup>(5)</sup> 县市地方政府在推动成立村镇银行上的积极性，就来源于作为一种地方性金融机构，村镇银行的成立将有望有力地促进当地经济增长（郭峰，2014b）。而在我国现行官员考核机制下，拥有良好的经济增长表现被认为是地方官员能够获得晋升的重要前提（Li and Zhou, 2005; 周黎安, 2004, 2007; 张军, 2007; 王贤彬和徐现祥, 2008; Xu, 2011）。在官员晋升压力下产生的围绕经济增长的竞争，具体表现在投资竞争上，而投资竞争又最终靠金融资源来支持，这就激起了地方政府干预辖区金融机构，或建立地方性金融机构的积极性（巴曙松等, 2005; 钱先航等, 2011; 李维安和钱先航, 2012; 纪志宏等, 2014; 郭峰, 2014b）。大型银行在县市开设分支机构后，可以跨区域调配金融资源，而村镇银行只能在注册县市开展业务，不能跨县市开展业务，因此县市政府在设立村镇银行上可能会表现出更强的攀比和竞争效应（郭峰和胡军, 2014）。

县市政府围绕成立村镇银行存在的攀比效应使得某县市村镇银行的成立不仅依赖于本县市的经济社会条件，也依赖于周边县市是否成立了村镇银行，从而使得村镇银行的设立具有了空间交互性。而最近几年发展起来的 **空间 Probit** 模型就恰好为识别这种空间交互性提供了恰当的计量方法。国际上，已经有不少学者在实证研究中使用了这种空间 **Probit** 模型，例如美国总统选举得票率（Smith and LeSage, 2004）、是否开征财产税（Fiva and Rattso, 2007）、地方法律制度（Crowley, 2012）、环境治理时的支付意愿（Loomis and Mueller, 2013）,等等。不过，在国内文献中使用这种方法的还不多，邓明和郭鹏辉（2011）使用这种方法研究了货币危机的“交叉传染”，朱钧钧等（2012）使用这种方法研究了债务危机的预警机制。在本文，我们即使用这种空间 **Probit** 模型来识别各县市在成立村镇银行上可能存在的攀比效应。

### 三、村镇银行设立情况

---

(5) 一个直观表现是在某地村镇银行成立前，往往会成立以县市主要领导为负责人的“领导小组”、“协调小组”等来主导村镇银行的筹备事宜，例如北京市房山区：<http://www.bjfs.gov.cn/zwgk/zfwj/95555.html>。

县域金融需求受抑制、供给不足是制约我国县域经济和农村经济发展的瓶颈之一。为缓解县域地区金融供给不足问题，增强农村经济活力，2006年年底，银监会放宽了农村地区银行业金融机构的准入标准<sup>(6)</sup>，允许境内外银行资本、产业资本和民间资本投资农村金融机构。2007年1月，银监会正式发布了《村镇银行管理暂行规定》，将设立村镇银行作为缓解农村金融抑制、增加金融供给、增强农村金融机构活力的重要措施。自2007年3月四川仪陇惠民村镇银行正式开业以来，村镇银行在我国陆续出现，成为农村金融市场的一支新生力量。以中国银监会发放的金融许可证为统计标准<sup>(7)</sup>，到2013年年底，我国共成立村镇银行1086家。<sup>(8)</sup>图1显示了2007—2013年年末全国村镇银行的数量。

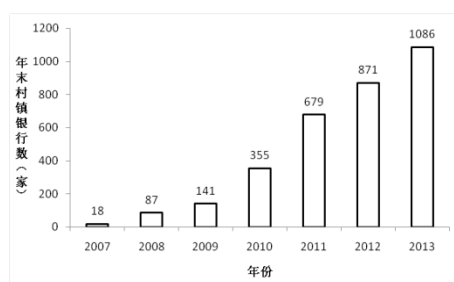


图1 2007—2013年年末村镇银行数量

然而，村镇银行的设立经历了一个由冷到热的过程。最初，银监会将村镇银行限定于中西部及欠发达县域农村地区，发展前景不明朗，大中型金融机构发起设立村镇银行的热情不高，村镇银行数量增长缓慢。例如，截至2010年年末，村镇银行数量仅为355家，这与监管部门规划的2010年村镇银行大提速、2011年成立1027家的目标相去甚远。限制逐渐放宽后，村镇银行的设立才稍有提速。2011—2013年平均每年新设村镇银行244家，显著高于之前四年平均每年89家的速度。<sup>(9)</sup>

现有村镇银行在全国的分布也很不平衡。村镇银行的设立，起初仅限于“中西部、东北

(6) 中国银行业监督管理委员会，《关于调整放宽农村地区银行业金融机构准入政策 更好支持社会主义新农村建设的若干意见》，银监发〔2006〕90号，2006年12月20日。

(7) 本文关于村镇银行成立时间和地点的所有信息均来自中国银监会官方网站公示的“金融许可证”发放信息。

(8) 在村镇银行中，有一类是总分行制的地级市村镇银行，我们将这类村镇银行在某县（市）开始的第一家支行视为该县的村镇银行。如果剔除这类支行，截至2013年年末，我国村镇银行数共计1001家。

(9) 在我们整理数据时的2014年4月底，我们从网络上又查询到另有至少92家村镇银行获批开业或筹建。

和海南省的县（市）及县（市）以下地区，以及其他省（区、市）的国定贫困县和省定贫困县”，首批试点选择在“四川、青海、甘肃、内蒙古、吉林、湖北 6 省（区）”。<sup>〔10〕</sup>然而，如图 2 所示，截止 2013 年年末，村镇银行却主要分布在东部和中部地区，在西部地区则较少。

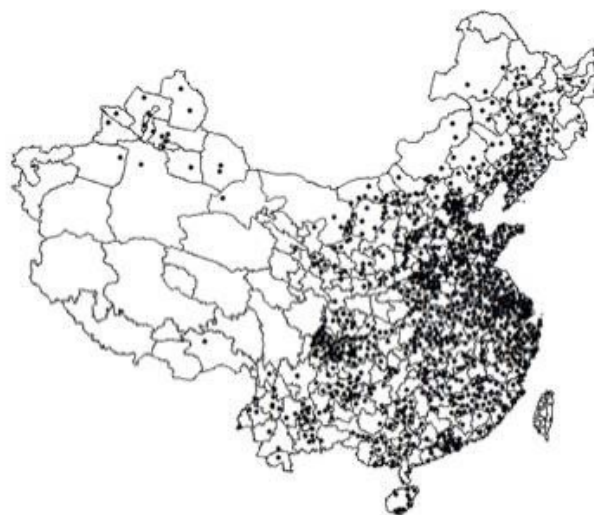


图 2 2013 年年末村镇银行全国布局

注:全图中共标识了 1025 个县市区的村镇银行，部分地理重叠的村镇银行合并标识。

从表 1 中我们也可以看出，在县市区层面，村镇银行覆盖率超过 50%的省市中，只有重庆、内蒙古位于中西部地区，其他 8 个省市均位于东部地区。从县市层面来讲，虽然大量县市目前仍没有成立村镇银行，但全国共有 42 个县（市、区）设立了两家以上的村镇银行，其中鄂尔多斯市的东胜区村镇银行多达 5 家，扎堆现象突出。

---

〔10〕中国银行业监督管理委员会，《关于调整放宽农村地区银行业金融机构准入政策 更好支持社会主义新农村建设的若干意见》，银监发〔2006〕90 号，2006 年 12 月 20 日。

表 1 各省村镇银行个数和县市区覆盖率

省份	个数 (个)	覆盖率 (%)	省份	个数 (个)	覆盖率 (%)
北京	10	56.25	湖北	36	33.98
天津	8	50.00	湖南	33	26.23
河北	44	25.43	广东	32	19.51
山西	35	26.89	广西	51	44.04
内蒙古	62	50.50	海南	9	40.00
辽宁	60	57.00	重庆	30	76.32
吉林	31	50.00	四川	65	33.52
黑龙江	22	17.19	贵州	37	40.91
上海	9	44.44	云南	36	26.36
江苏	66	63.73	西藏	1	1.37
浙江	64	67.78	陕西	12	10.28
安徽	55	50.00	甘肃	16	18.60
福建	31	36.47	青海	1	2.33
江西	47	44.00	宁夏	9	40.91
山东	77	54.29	新疆	18	16.16
河南	79	45.91	全国	1086	35.80

注：在计算覆盖率时，剔除了一个县域有多个村镇银行及地级市村镇银行的情形。

“村镇银行不村镇”现象突出。表 2 显示，截至 2013 年年末，554 个普通县成立了 572 家村镇银行，占全部普通县的比例为 34%，而相对应的是 243 个县级市成立了 253 家村镇银行，占全部县级市的比例为 65%。换言之，经济发展水平、城镇化水平相对更高的县级市，成立村镇银行的倾向比普通县要高出一大截。此外，还有 261 家村镇银行位于市辖区或为地级市村镇银行。“村镇银行不村镇”现象可见一斑。

表 2 各省村镇银行个数和县市区覆盖率

	村镇银行数	涉及县市区数	覆盖率 (%)
市辖区	247	225	26.41
县级市	253	243	65.32
普通县	572	554	33.95
其他	14		

## 四、计量模型及估计方法

### (一) 实证模型与估计方法

因为传统Probit模型只是空间Probit模型的一个特例，因此我们这里主要介绍空间Probit

模型的构造和估计方法。各县市在成立村镇银行上的攀比，使得村镇银行的成立具有一定的空间交互性<sup>(11)</sup>，而传统Probit模型已经无法处理这种空间交互性。新近发展的空间Probit模型为分析观测单位之间的空间相互影响提供了一个很好的技术基础。空间计量模型的空间矩阵能够构造村镇银行攀比特征。本文构建一个空间Probit模型对村镇银行的交叉攀比及其攀比机制进行检验。具体而言，空间Probit模型可表示为：

$$Y^* = \rho WY^* + X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

$$Y = \begin{cases} 0, & \text{if } Y^* < 0 \\ 1, & \text{if } Y^* \geq 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中， $Y$  是村镇银行成立的度量，即如果  $i$  县成立了村镇银行，则  $y_i$  就为 1，否则为 0， $Y^*$  是潜在变量，它与  $Y$  的关系如 (2) 式所示。这个变量的加入纯粹为了计量估计，这种估计技术也叫做 Data Augmentation。 $W$  为给定的  $n \times n$  阶空间权重矩阵，其元素  $w_{ij}$  表示地区  $i$  和地区  $j$  之间的空间关系。 $WY^*$  是空间滞后项 (spatial lag)，由于  $W$  的主对角线为 0，且是行标准化的常数矩阵，所以空间滞后项  $w_{ij}y_i$  可以解释为除去地区  $i$  以外其他所有相邻地区成立村镇银行的平均倾向。 $X$  是控制县域经济社会特征的协变量，包括人均 GDP、人口密度、是否县级市、是否贫困县等变量。 $\varepsilon$  则代表误差项。 $\beta$  和  $\rho$  均为模型待估参数，其中  $\beta$  刻画了县市经济特征等对县市村镇银行成立的影响； $\rho$  则为村镇银行攀比程度的度量，是本文最为关注的变量。我们实证研究的主要目的就是估计  $\rho$  的大小并检验其是否显著不为 0。如果  $\rho$  显著为正，则说明村镇银行的成立存在攀比效应。

关于空间Probit模型的估计方法，我们使用基于Bayesian Gibbs抽样的Markov Chain Monte Carlo (MCMC)方法 (LeSage, 2000; Smith and LeSage, 2004; LeSage and Pace, 2009; Lacombe and Lesage, 2013)。<sup>(12)</sup>

(11) 当然，这种空间关系不仅限于传统的地理空间，也包括经济空间、社会关系空间，等等。

(12) 具体而言，我们实施 1200 次抽样，将前 200 次退化舍去，Gibbs 取样器步长取 1。更多技术性讨论和 Matlab 程序可参见 LeSage and Pace (2009) 提供的教科书第 10 章。



## （二）空间权重矩阵的构造

准确度量个体之间的空间相关关系、构造恰当的空间权重矩阵  $W$  是空间计量实证研究的关键。构造空间权重矩阵的一个核心问题是界定邻居集合的定义，各縣市在成立村镇银行上的攀比效应通过它可以得到体现。正如上文所述， $WY$  可以定义为对本地区是否成立村镇银行有影响的其他相关地区村镇银行的某种加权平均，通过它将地区间金融扩张的相互影响正式纳入模型。

具体而言，同属一个地市的各縣市官员同属一个共同上级，在自上而下的官员任命和考核体制下，就构成了最直接的竞争关系。此外，同属一个地市的各縣市也经常参加共同上级政府组织的活动，彼此之间也相互熟悉，为相互模仿和竞争创造了条件。因此，我们主要使用行政相邻矩阵来识别各縣市在成立村镇银行上可能存在的攀比效应。具体而言，行政相邻矩阵元素可定义为：

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, & \text{如果 } i \text{ 县市和 } j \text{ 县市属同一地市} \\ w_{ij} = 0, & \text{其它} \end{cases} \quad (3)$$

这样， $WY$  表示的就是某县市所在地市内其他县市成立村镇银行的平均倾向。如果竞争和攀比效应存在，这些同属一个地市的其他县市成立村镇银行时，在标尺竞争压力下，本县市成立村镇银行的可能性也会加大，即  $\rho$  应该显著为正。最后，在空间权重矩阵构造完成后，我们对其进行行标准化（row-normalization）处理，保证空间权重矩阵每行元素之和等于 1，从而元素就具有了权重的含义。

## （三）数据和统计描述

与上一节描述性分析时使用的完整数据不同，在进行回归分析时，基于管理体制不同和数据可得性等考虑，我们剔除了四个直辖市、海南省、西藏自治区和所有市辖区。这样，我们的样本共包含了 25 个省、313 个地市的 1877 个县市。在这 1877 个县市中，共有 762 个

县市在 2013 年年末之前成立了村镇银行。<sup>(13)</sup> 当然，具体每次回归中包含的样本也不尽相同，例如在使用行政相邻矩阵进行回归时，还要删除只辖一个县市，从而产生孤岛效应的地  
市。<sup>(14)</sup>

关于县市经济社会特征，我们主要关注县市的经济发展水平和县市政府财政自主度。

**人均GDP (*lnprgdp*):** 关于金融发展和经济增长之间的关系，始于Schumpeter (1911) 的开创性研究就认为金融部门的发展为企业家的借贷提供了便利，从而提高了人均收入水平。尽管这一观点得到了之后大量文献的证实（如King and Levine, 1993; Levine and Zervos, 1998），但仍有Lucas(1988)等人认为经济学家们过分强调了金融因素在经济增长中的作用，他们认为，经济发展会创造对金融服务的需求，这种需求导致金融部门的发展，因此是经济增长带动金融发展，而不是相反。显然这两种观点都有一定的道理，金融发展和经济增长存在相互促进的关系。为了反映村镇银行的成立和经济发展水平之间的关系，本文以人均GDP（对数值）作为县市经济发展水平的度量。并且为了考察经济发展水平与村镇银行的成立可能存在的非线性关系，我们也加入了人均GDP的平方项。<sup>(15)</sup>

**财政自主度 (*govauto*):** 财政和金融都是地方政府用于促进经济增长的资源（郭峰，2014a）。1994 年的分税制改革使地方政府发展经济及竞争资源的积极性被调动起来，同时也使财政收入集中于中央政府，而支出仍主要由地方政府承担，地方政府的财政赤字开始增加。此时，作为财政替代的金融资源就成为地方政府建设资金的重要渠道，即依靠金融功能的财政化来替代弱化的财政功能（周立，2003；谢平和徐忠，2006）。因此，分税制改革使地方政府加大了对当地银行信贷决策的干预和影响（张军和金煜，2005；陈刚等，2006）。在本文，我们使用财政自主度（地方财政收入/地方财政支出）来度量县级政府财政状况，

---

(13) 对于一个县市先后成立多家村镇银行的情形，我们以其第一家村镇银行的成立时间为该县市村镇银行的成立时间。

(14) 每次具体回归时的样本个数参见下文回归表格。

(15) 这里感谢审稿人的建设性意见。

该指标比“收入指标”和“支出指标”更能反映财政分权程度的跨区域差异（陈硕和高琳，2012）。

此外，借鉴郑志刚和邓贺斐（2010）、郭峰和胡军（2014）等研究地区金融的文献，我们也选取以下一些控制变量：

**产业结构 (*gdps*)**：相对而言，工业比农业和服务业对金融需求更多，从而不同县域不同的产业结构有可能成为村镇银行成立的重要经济背景。因此，我们用第二产业在 GDP 中的比重来度量各地区的产业结构。

**人口密度 (*lnpopden*)**：人口密度大的地区，金融需求应该更高，从而村镇银行成立的可能性也就越大。

**人均固定资产投资 (*lnprinv*)**：固定资产投资是金融机构的重要贷款去向，如果要得到干净的“邻居”效应，不同地区不同的投资水平因素也必须得到控制。

**医院床位数 (*hospital*)**：为了反映当地公共服务的发展水平，我们用每万人医院床位数来作为控制变量。

**到省会城市距离 (*distcap*)**：为了反映村镇银行的成立所受到的政策影响，我们也控制了县市与省市之间的距离，及其平方。此外，我们也选取了是否西部地区、是否中部地区、是否县级市、是否国家级贫困县等几个虚拟变量。

基于模型设置的需要和数据可得性考虑，对于县域经济特征变量，我们主要选取了 2006 年和 2010 年两年的数据。为了剔除价格因素的影响，贷款余额、人均 GDP、固定资产投资等名义值均经过各省农村 CPI 进行定基消胀，基期为 2005 年。除各省农村 CPI 数据来自《中国统计年鉴》外，其他县市经济社会特征数据均来自《中国县（市）经济社会统计年鉴》。表 3 汇报了主要变量的变量说明和描述性统计，从中可以看出，我国各县市经济发展不平衡现象非常突出，这为我们的计量分析创造了条件。

表 3 主要变量的说明和描述性统计

变量名	数据说明	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnprgdp</i>	实际人均 GDP	9.0730	0.6715	7.4251	11.8401
<i>second</i>	第二次产业增加值/GDP	0.3994	0.1655	0.0357	0.9386
<i>lnpopden</i>	总人口/区划面积	5.0741	1.4199	-1.8983	7.7775
<i>govauto</i>	财政收入/财政支出	0.3258	0.2208	0.0113	1.2409
<i>lnprinv</i>	实际固定资产投资/总人口	7.8863	0.9664	4.1255	11.6267
<i>hospital</i>	医院床位数/万人	20.4416	12.9589	3.5333	288
<i>distcap</i>	到省会距离	280.7069	599.7911	5.971	9584.1
变量名	数据说明	是	否		
<i>czbank</i>	村镇银行	762	1115		
<i>west</i>	西部地区	698	1179		
<i>central</i>	中部地区	496	1381		
<i>city</i>	县级市	356	1521		
<i>poverty</i>	国家级贫困县	556	1121		

注：变量前有“ln”表示该变量取对数。

## 五、实证结果

### （一）基本回归结果

我们首先使用传统 Probit 模型分析县市本身经济社会特征如何影响村镇银行的成立。表 4 的第 1 列汇报了仅包含人均 GDP 及其平方项和财政自主度作为解释变量时的回归结果。回归结果显示，人均 GDP 与村镇银行的成立倾向，有倒“U”形关系，人均 GDP 的增长会促进村镇银行的成立，但达到一定程度后，人均 GDP 的进一步增长反而会降低村镇银行的成立倾向。

从临界值来看，76%的县市经济发展水平尚未达到削弱村镇银行成立倾向的高度。尽管国家特别鼓励金融机构在落后地区成立村镇银行，但回归结果表明，对于大多数县市而言，仍然是经济发展水平越高，成立村镇银行的可能性越大。因此，尽管起初政策制定者鼓励落

后地区优先成立村镇银行，但事实上仍然是经济相对发达的地区率先成立村镇银行，然后拓展至其他地区。这一回归结果也表明，地方性金融机构的设立内生于当地的经济发展水平。

财政自主度对村镇银行的成立则有显著的正向影响。一方面，财政资源和金融资源都是地方政府用于促进经济增长的资源，财政资源不足时，地方政府就更有动力干预金融机构的经营。因此财政自主度越高的地区，成立村镇银行的压力应该就越小。但另一方面，财政自主度高的地区，往往代表着县域经济实力更强，地方政府的运作和招商引资能力更强，从而越可能扶持成立村镇银行。从而，财政自主度对村镇银行成立的正向影响也进一步表明村镇银行的设立更多的是锦上添花，而不是雪中送炭。当然，关于地方政府财政分权程度与地区金融机构的设立和金融扩张之间的关系，仍有待于进一步严格分析，特别是解决其中可能存在的内生性问题。

为了缓解因遗漏变量造成的内生性问题，表 4 第（2）列中，我们增加了其他县市经济社会特征指标作为解释变量。回归结果表明，经济发展水平仍对村镇银行的成立倾向有显著倒“U”形影响，县市政府财政自主度也对村镇银行的成立倾向有显著正向影响。此外，度量地区金融需求因素的人口密度，对村镇银行的成立也有显著正向影响。县级市虚拟变量也对村镇银行的成立有显著正向影响，相对而言，县级市比普通县经济发展水平更高，城镇化程度更高，因此这跟上文结论是一致的。虽然国家鼓励西部地区优先成立村镇银行，但我们的结果显示，在成立村镇银行上，西部地区没有明显的优势，但中部地区表现出更高的村镇银行成立可能。产业结构和固定资产投资对村镇银行的成立没有显著影响，但令人意外的是，反映公共服务的人均床位数却对村镇银行的成立有显著负向影响。到省会的距离则对村镇银行的成立没有显著影响。

现在我们用空间 Probit 模型来分析各县市在成立村镇银行时可能存在的攀比效应。我们使用行政相邻矩阵来度量各县市在成立村镇银行时的空间交互性。我们首先将 2007—2013

年成立的村镇银行放在一起进行回归。结果如表 4 第 (3) 所示, 我们主要关心的空间滞后项系数显著为正, 这表明村镇银行的设立上, 攀比效应明显, 周边县市设立村镇银行, 会激励本县市也设立村镇银行。

不过, 这里将 2007—2013 年不同年份成立的村镇银行压缩到一个截面上进行回归存在一定的问题。如果用攀比效应来解释村镇银行设立上存在的空间交互影响, 那么上述回归结果表明: 不仅早些年份周边县市设立村镇银行, 会影响本县市村镇银行的设立概率; 而且晚些年份周边县市设立村镇银行, 也会影响本县市早期村镇银行的设立, 这显然是不合理的。为排除这一设置谬误对我们的结果可能存在的干扰, 我们在表 4 第 (4) 和 (5) 列中, 分别仅使用 2011—2013 年和 2013 年当年成立的村镇银行的数据进行回归。即分别将 2010 年前成立和 2012 年前成立村镇银行的地区剔除, 用剩余年份成立村镇银行的地区以及 2013 年年底时仍没有成立村镇银行的地区一起回归。此时使用的县市经济社会特征数据为 2010 年数据。回归结果显示, 村镇银行成立的攀比效应仍然非常显著, 并且空间滞后项的系数绝对值变化也不大。这说明我们的上述结论是可靠的。

表 4 基本回归结果

被解释变量: 村镇银行, 成立=1, 否=0					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2007-2013	2007-2013	2007-2013	2011-2013	2013
$\rho$			0.4414 <sup>***</sup>	0.4664 <sup>***</sup>	0.4431 <sup>***</sup>
			(0.0341)	(0.0377)	(0.0722)
$\ln prgd$	4.05418 <sup>***</sup>	2.8767 <sup>**</sup>	2.8067 <sup>***</sup>	3.2863 <sup>**</sup>	3.0436 <sup>*</sup>
	(0.9535)	(1.1100)	(1.0834)	(1.5310)	(2.6779)
$\ln prgdpsq$	-0.2132 <sup>***</sup>	-0.1394 <sup>**</sup>	-0.1422 <sup>***</sup>	-0.1595 <sup>**</sup>	-0.1452 <sup>*</sup>
	(0.0518)	(0.0595)	(0.0578)	(0.0778)	(0.1368)
$govauto$	2.0727 <sup>***</sup>	1.3397 <sup>***</sup>	1.0738 <sup>***</sup>	0.8410 <sup>***</sup>	1.0124 <sup>*</sup>
	(0.2178)	(0.2508)	(0.2448)	(0.2889)	(0.4005)
$second$		-0.4831	-0.1980	-0.0343	-0.1224
		(0.2964)	(0.2993)	(0.3573)	(0.4927)
$\ln popden$		0.1956 <sup>***</sup>	0.1363 <sup>***</sup>	0.1704 <sup>***</sup>	0.2054 <sup>***</sup>
		(0.0346)	(0.0327)	(0.0400)	(0.0528)
$\ln primv$		0.0615	0.0400	0.0349	-0.0136
		(0.0524)	(0.0332)	(0.0617)	(0.1018)

<i>hospital</i>	-0.0112 <sup>***</sup>	-0.0077 <sup>***</sup>	-0.0029	0.0017
	(0.0038)	(0.0553)	(0.0029)	(0.0046)
<i>west</i>	-0.0253	0.0929	0.1415 <sup>*</sup>	0.1471
	(0.0899)	(0.0820)	(0.0991)	(0.1455)
<i>central</i>	0.1629 <sup>**</sup>	0.1233 <sup>*</sup>	0.1845 <sup>**</sup>	0.0461
	(0.0828)	(0.0765)	(0.0877)	(0.1426)
<i>city</i>	0.3387 <sup>***</sup>	0.4015 <sup>***</sup>	0.3120 <sup>***</sup>	-0.0174
	(0.0929)	(0.0956)	(0.1037)	(0.1686)
<i>poverty</i>	-0.0105	-0.0083	-0.0777	0.1161
	(0.0897)	(0.0909)	(0.1055)	(0.1513)
<i>distcap</i>	-0.0111	0.0026	-0.0017	-0.0029
	(0.0196)	(0.0191)	(0.0237)	(0.0402)
<i>distcapsq</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
<i>cont</i>	-20.0787 <sup>***</sup>	-16.4159 <sup>***</sup>	-15.1364 <sup>***</sup>	-18.5789 <sup>***</sup>
	(4.3932)	(5.2050)	(5.0858)	(7.5263)
样本量	1877	1877	1857	1584
	1215			

注：（1）括号内数值为回归系数标准差。（2）\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

## （二）空间权重矩阵的稳健性

除了行政相邻矩阵外，其他空间权重矩阵也可以用来度量村镇银行设立上存在的攀比效应。我们这里分别使用地理相邻矩阵和经济相邻矩阵做一个稳健性分析。

根据国家有关监管规定，村镇银行仅限于在所在县市开展业务，不能跨县市开展存贷款业务。因此县市村镇银行的成立对周边县市不存在溢出效应，只有竞争效应，因此我们使用地理相邻矩阵做稳健性分析是合理的。具体而言，我们将地理相邻矩阵的元素定义如下：

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, & \text{如果}j\text{县市是距}i\text{县市最近的5县市之一} \\ w_{ij} = 0, & \text{其它} \end{cases} \quad (4)$$

用地理相邻矩阵构成的（4）式中， $WY$ 表示的是某县市地理相近的县市村镇银行成立的平均水平。<sup>〔16〕</sup>

使用地理相邻矩阵的回归结果见表 5 第（1）—（3）列。其中，第（1）—（3）列分别是使用 2007—2013 年、2011—2013 年和 2013 年当年成立的村镇银行的回归结果。结果显

〔16〕为精确起见，县市与县市之间的距离根据县市人民政府经纬度来计算其“球面距离”，经纬度数据来自 Google Earth。

示,空间滞后项系数显著为正。周边县市成立村镇银行,会提高本县市村镇银行成立的概率。

各县市在设立村镇银行上存在的攀比效应仍非常明显。

表 5 地理相邻和经济相邻矩阵

被解释变量: 村镇银行, 成立=1, 否=0

	地理相邻			省内经济相邻		
	(1) 2007-2013	(2) 2011-2013	(3) 2013	(4) 2007-2013	(5) 2011-2013	(6) 2013
$\rho$	0.3999*** (0.0393)	0.3508*** (0.0494)	0.3205*** (0.0744)	0.3187*** (0.0403)	0.2320*** (0.0549)	0.2059*** (0.0858)
$\ln prgd$	2.8032*** (1.1156)	2.2057*** (1.0107)	2.7842*** (1.2960)	2.4576*** (1.0420)	2.3131*** (1.0299)	2.6927** (1.6333)
$\ln prgdpsq$	-0.1399** (0.0602)	-0.0989*** (0.0501)	-0.1274** (0.0652)	-0.1236*** (0.0558)	-0.1059** (0.0510)	-0.1240** (0.0826)
$govauto$	1.1289*** (0.2577)	0.7994*** (0.2750)	0.7791** (0.3700)	1.1895*** (0.2486)	0.9012*** (0.2690)	0.8380*** (0.3787)
控制变量	含	含	含	含	含	含
样本量	1877	1623	1260	1877	1623	1260

注: (1) 括号内数值为回归系数标准差。(2) \*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

对于经济相邻矩阵,一个方法是根据各县市人均 GDP 之差(绝对值)计算县市的经济距离矩阵,然后选择经济距离最小的若干县市构造经济相邻矩阵。很显然,经济发展水平越是相近的县市,相互攀比和竞争的效应应该更强。但是,如果在全国范围内计算经济距离,显然又明显超出了各县市政府和官员的关注视野,因此,我们在各省范围内计算县市经济相邻矩阵。具体而言,我们将经济相邻矩阵的元素定义如下:

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, & \text{如果}j\text{县市与}i\text{县市同属一省且为经济距离最近}5\text{县市之一} \\ w_{ij} = 0, & \text{其它} \end{cases} \quad (5)$$

用经济相邻矩阵构成的(5)式中, $WY$ 表示的是某县市所在省区经济发展水平相近的县市村镇银行成立的平均水平。

使用经济相邻矩阵的回归结果见表 5 第(4)一(6)列。其中,第(4)一(6)列分别是使用 2007—2013 年、2011—2013 年和 2013 年当年成立的村镇银行的回归结果。结果显示,空间滞后项系数显著为正。同一省区,与本县市经济发展水平相近的县市成立村镇银行,会刺激本县市区成立自己的村镇银行。综上,我们的结果对不同空间权重矩阵的选择是稳健



的。

### （三）反事实推断

根据上文的分析，周边县市先成立村镇银行（或正在筹建村镇银行），才会对本县市村镇银行的成立有刺激作用。但周边县市晚成立的村镇银行，不会对本县市早些时候成立的村镇银行有系统影响。我们可以据此巧妙地设置一个反事实推断，来检验我们关于攀比效应逻辑的合理性。

具体而言，我们将村镇银行的成立分成 2007—2010 年和 2011—2013 年两组，既检验第一组对第二组的影响，也检验第二组对第一组的影响。我们选择 2011 年作为分界，除了考虑到 2011 年前后村镇银行的成立速度差异很大外，另一个技术性的考虑是，到 2010 年年末，村镇银行在地市的覆盖率达到 51.4%，比较适合用来分析同地市其他县市是否成立了村镇银行，对本县市成立村镇银行的影响。分界线划得太早或者太晚，村镇银行在地市的覆盖率技术上都不够理想。<sup>〔17〕</sup>

也就是说，我们将 2007—2010 年某县市所在地市是否成立了村镇银行作为 2011—2013 年成立村镇银行概率的解释变量。具体而言，在 2007—2010 年某县所在地市的其他县市成立了村镇银行，该变量则为 1，否则为 0。同理，我们也将 2011—2013 年某县市所在地市是否成立了村镇银行作为 2007—2010 年成立村镇银行概率的解释变量。显然，后者即为反事实推断。如果后者的回归也显示出显著影响，将影响到上文关于攀比效应逻辑的合理性。因为可能是我们遗漏了某些重要变量，导致村镇银行的成立出现“扎堆现象”，而不是基于金融资源争夺战的攀比效应。

回归结果见表 6 第（1）—（2）列。回归结果显示，早些时候同地市其他县市成立村镇银行，会提高本县市成立村镇银行的概率。而晚些时候同地市其他县市成立村镇银行，对早

---

〔17〕 2009 年年末和 2011 年年末，村镇银行在地市的覆盖率分别为 28.4%和 72.8%。

些时候本县市成立村镇银行的概率没有显著影响。这反证了我们关于政绩竞争激励下，村镇银行的设立存在攀比效应的逻辑是合理的。

表 6 反事实推断

被解释变量：村镇银行，成立=1，否=0					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2011-2013	2007-2010	2007-2013	2011-2013	2013
$\rho$	0.4596*** (0.0357)	0.3981*** (0.0468)	0.0298 (0.0406)	-0.0215 (0.0462)	-0.0364 (0.0546)
<i>before/after</i>	0.1091* (0.0672)	-0.1237 (0.0940)			
<i>lnprgdp</i>	3.1969** (1.4712)	2.1169* (1.4995)	2.7702*** (1.1111)	3.0300*** (1.0795)	2.8609*** (1.3747)
<i>lnprgdpsq</i>	-0.1540** (0.0749)	-0.1011* (0.0787)	-0.1333** (0.0600)	-0.1377*** (0.0538)	-0.1288** (0.0690)
<i>govauto</i>	0.8710*** (0.2786)	0.6961** (0.3180)	1.3311*** (0.2575)	0.9669*** (0.2761)	0.8349** (0.3981)
控制变量	含	含	含	含	含
样本量	1584	1324	1877	1623	1260

注：(1) 括号内数值为回归系数标准差。(2) \*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

我们还可以通过空间权重矩阵的构造进行另一个反事实推断。根据空间计量模型回归结果的标准解释，“相邻”县市村镇银行的设立存在空间交互影响，但非相邻地区的村镇银行的设立应该互不相关。如果非相邻地区的村镇银行也对本地区村镇银行的成立显示出显著影响，也将影响我们上述逻辑的成立，因为很难想象江浙一带某县市会与新疆某县市在设立村镇银行上存在攀比效应。因此，我们可以通过将“非相邻”地区视作相邻地区，构造“伪相邻”空间权重矩阵，进行反事实推断。具体而言，我们通过在全国随机选取 5 个县市，视作本县市的“相邻”县市（排除本县市），构造空间权重矩阵。此时的回归结果见表 6 第（3）—（5）列。我们可以发现，使用“伪相邻”空间权重矩阵后，“伪相邻”县市是否成立村镇银行对本县市村镇银行成立的概率没有显著影响。这一反事实推断也验证了上文我们关于攀比效应结论的可靠性。

## 六、结论

近年来，地方政府特别热衷于成立其所能控制或干预的地方性金融机构，村镇银行就是其中最新的代表。我们考察了县市经济特征，特别是县市经济发展水平和县市政府财政自主度，对村镇银行成立的影响。我们发现，虽然村镇银行的成立是中央政府推出的普惠性政策，但哪些县市率先成立村镇银行却是内生的。县市经济发展水平对村镇银行的成立有倒“U”形影响，并且对大多数县市而言，经济发展水平的提高，会加强村镇银行成立的倾向。此外，县市政府财政自主度的提高，也会提高村镇银行成立的倾向。

此外，我们也基于空间 Probit 模型评估了各县市在成立村镇银行上存在的空间交互影响，我们发现各县市在成立村镇银行上存在显著的攀比效应。在中国现行政治经济体制下，经济绩效仍然是考核地方政府官员的最重要因素，村镇银行作为一种地方性金融机构，是促进地区经济增长的重要抓手，因而，各县市基于政绩竞争的考虑，会在成立村镇银行上相互攀比和竞争。我们的结论也通过了稳健性检验和反事实推断。

我们的结论有两个政策启示：第一，欠发达地区成立商业性金融机构应该量力而行。虽然国家优先鼓励银行机构在欠发达地区成立村镇银行，但我们的回归结果却显示，仍然是经济发展水平高的县，包括县级市等成立村镇银行的可能性更高。村镇银行的商业性质决定了其嫌贫爱富的天性。因此，不应该完全依赖商业银行来解决欠发达地区的融资需求，政策性金融机构的作用不容忽视。不仅如此，如果一个地区的内生条件并不适合成立地方性金融机构，而地方政府和官员基于政绩竞争的考量，强行设立地方性金融机构，可能会引发区域性的金融风险。

第二，防止地方政府对地方性金融机构的干扰。在经济增长带来的晋升激励下，各地政府和官员非常热衷于建立地方政府所能控制的地方性金融机构。从早期的股份制商业银行，到后来的城市商业银行和农村商业银行，再到最近的村镇银行等等，都是地方政府追求建立自己所能控制的地方性金融机构的产物。这种仅限于（或原本仅限于）在所在地区开展业务

的地方性金融机构，可以更好地为当地工商企业服务。但同时，这种地方性金融机构会比较容易受到地方政府的控制或干扰，从而可能出现金融资源配置扭曲等问题。

## 参考文献

- [1] 陈刚、尹希果、潘杨，2006，中国的金融发展、分税制改革与经济增长，《金融研究》，第2期，第99-110页。
- [2] 陈硕、高琳，2012，央地关系、财政分权度量及作用机制再评估，《管理世界》，第6期，第43-60页。
- [3] 邓明、郭鹏辉，2011，货币危机的“交叉传染”及其传染途径检验，《中央财经大学学报》，第6期，第23-28页。
- [4] 董晓林、徐虹，2012，我国农村金融排斥影响因素的实证分析，《金融研究》，第9期，第115-126页。
- [5] 郭峰、胡军，2014，地区金融扩张的竞争效应和溢出效应，上海新金融研究院工作论文。
- [6] 郭峰，2014a，土地资本化、经济增长和地区金融扩张，上海新金融研究院工作论文。
- [7] 郭峰，2014b，地方性金融机构与地区经济增长：以城市商业银行为例，上海新金融研究院工作论文。
- [8] 洪正，2011，新型农村金融机构改革可行吗？基于监督效率视角的分析，《经济研究》，第2期，第44-58页。
- [9] 纪志宏、周黎安、王鹏、赵鹰妍，2014，地方官员晋升激励与银行信贷，《金融研究》，第1期，第1-15页。
- [10] 李维安、钱先航，2012，地方官员治理与城市商业银行的信贷投放，《经济学》（季刊），第11卷第4期，第1239-1250页。
- [11] 刘民权、徐忠、俞建拖、周盛武、赵英涛，2005，农村信用社市场化改革探索，《金融研究》，第4期，第99-114页。
- [12] 谭燕芝、陈彬、田龙鹏、黄向阳，2014，什么因素在多大程度上导致农村金融排斥难题，《经济评论》，第1期，第25-37页。

- [13] 钱先航、曹廷求、李维安, 2011, 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为, 《经济研究》, 第 12 期, 第 72-85 页。
- [14] 王贤彬、徐现祥, 2008, 地方官员来源、去向、任期与经济增长, 《管理世界》, 第 3 期, 第 16-26 页。
- [15] 谢平, 2001, 中国农村信用合作社体制改革的争论, 《金融研究》, 第 1 期, 第 1-13 页。
- [16] 谢平、徐忠、沈明高, 2006, 农村信用社改革绩效评价, 《金融研究》, 第 1 期, 第 23-39 页。
- [17] 谢平、徐忠, 2006, 公共财政、金融支农与农村金融改革, 《经济研究》, 第 4 期, 第 106-114 页。
- [18] 张军, 2007, 分权与增长: 中国的故事, 《经济学》(季刊), 第 7 卷第 1 期, 第 21-52 页。
- [19] 张军、金煜, 2005, 中国的金融深化和生产率关系的再检测: 1987-2001, 《经济研究》, 第 11 期, 第 34-45 页。
- [20] 郑志刚、邓贺斐, 2013, 法律环境差异和区域金融发展: 基于我国省级面板数据的考察, 《管理世界》, 第 6 期, 第 14-28 页。
- [21] 周立, 2003, 改革期间中国金融业的“第二财政”与金融分割, 《世界经济》, 第 6 期, 第 72-79 页。
- [22] 周黎安, 2004, 晋升博弈中政府官员的激励与合作, 《经济研究》, 第 6 期, 第 33-40 页。
- [23] 周黎安, 2007, 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究, 《经济研究》, 第 7 期, 第 36-50 页。
- [24] 朱钧钧、谢识予、许祥云, 2012, 基于空间 Probit 面板模型的债务危机预警方法, 《数量经济技术研究》, 第 10 期, 第 100-114 页。
- [25] Amaeshi, K. M., A. E. Ezeoha, B. C. Adi, and M. Nwafor, 2007, Financial exclusion and strategic corporate social responsibility: A missing link in sustainable finance discourse. Research Paper Series, No.49, International Centre for Corporate Social Responsibility, Nottingham University Business School.
- [26] Crowley, G. R., 2012, Spatial dependence in constitutional constraints: The case of US states, *Constitutional Political Economy*, 23, 134-165.
- [27] Demirguc-Kunt, A., T. Beck, and P. Honohan, 2007, Finance for all? Policies and pitfalls in expanding access,

World Bank, Washington DC.

- [28] Fiva, J., and J. Rattso, 2007, Local choice of property taxation: evidence from Norway, *Public Choice*, 132(3), 457–470.
- [29] Kempson, E., and C. Whyley, 1999, *Kept out or Opted out? Understanding and Combating Financial Exclusion*, London: The Policy Press.
- [30] King, R. G., and R. Levine, 1993, Finance, entrepreneurship, and growth: theory and evidence, *Journal of Monetary Economics*, 32, 513-542.
- [31] Levine, R., S. Zervos, 1998, Stock markets, banks and economic growth, *American Economic Review*, 88, 537-558.
- [32] LeSage, J. P., 2000, Bayesian estimation of limited dependent variable spatial autoregressive models, *Geographical Analysis*, 32(1), 19-35.
- [33] LeSage, J.P. and R. K. Pace, 2009, *Introduction to Spatial Econometrics*, New York: Taylor and Francis/CRC Press.
- [34] Li, H., and L. Zhou, 2005, Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China, *Journal of Public Economics*, 89(9-10), 1743-1762.
- [35] Loomis, B. J., and M. J. Mueller, 2013, A spatial probit modeling approach to account for spatial spillover effects in dichotomous choice contingent valuation surveys, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 45(1), 53-63.
- [36] Lucas, R., 1988, On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 2, 3-42.
- [37] Sarma, M., and J. Pais, 2011, Financial inclusion and development, *Journal of International Development*, 23(5), 613–628
- [38] Schumpeter, J. A., 1911, *A Theory of Economic Development*, Cambridge, MA: Harvard University Press.

- [39] Smith, T.E. and J. P. LeSage, 2004, A Bayesian probit model with spatial dependencies, in J.P. LeSage and R. Kelley Pace (eds.) *Spatial and Spatiotemporal Econometric*, Emerald Group Publishing Limited, 127-160
- [40] Xu, C., 2011, The Fundamental institutions of China's reform and development, *Journal of Economic Literature*, 49, 1076-1151.

Endogenous Conditions and Competitive Effect of The Establishment of  
Local Financial Institutions in China:  
An Analysis of the County Banks using Spatial Probit Model

Feng Guo

*(Shanghai Finance Institute, School of Economics at Fudan University)*

**Abstract** In China, the local government is keen to establish its local financial institutions, in which the county banks are the newest representatives. In this paper, using the county banks as examples, we examine the endogenous conditions for the establishment of the local financial institutions, and the competitive effect between the counties. We find that the level of economic development and the financial autonomy of the local government have a positive influence on the establishment of the local financial institutions. It means the establishment of local financial institutions in China is endogenous. Using the Spatial Probit Model, we also find that the establishment of county banks of surrounding counties will stimulate this county to establish its county bank. The establishment of local financial institutions has a competitive effect between the counties. Our finding is consistent under robustness test and counterfactual inference.

**Key Words** Local Financial Institutions, Promotion Tournaments, Competitive Effect,

Probit Model, Spatial Econometric Model

**JEL Classification** C51, G21, H77