

地区金融扩张的竞争效应和溢出效应

—基于空间面板模型的分析

郭峰 胡军*

摘要：本文在地级市层面考察了中国地区间金融扩张相互影响的特征和机制。金融资源是地方政府促进经济增长的重要手段，在晋升激励机制影响下，地区间围绕经济增长的竞争，会导致金融扩张在地区间存在竞争效应，从而同属一个省区的不同地市金融扩张存在正相关关系。在市场机制作用下，部分金融机构可以开展异地业务，从而使得地区金融扩张也具有溢出效应，地理邻近地区金融扩张存在负相关关系。本文利用中国地级市 2005-2011 年的面板数据，运用空间面板数据模型，并精巧地构造空间权重矩阵，识别出地区金融扩张同时存在竞争效应和溢出效应。

关键词：金融扩张，晋升锦标赛，溢出效应，空间面板数据模型

一、引言

当前，各地地方政府对金融资源的争夺异常激烈。竞争的方式已经从早期的干预辖区内国有金融机构经营，转变为努力建立地方政府可以控制的地方金融机构。很多情况下，地方政府虽然仅仅是辖区金融机构的小股东，却仍能有效控制这些地方金融机构。例如，2013 年 1 月份，仅持有北京银行 8.84% 股权的北京市国资委就在部分董事反对的情况下，强行更换了该行监事长¹。甚至一些民营金融机构实际运行过程中，也会受到地方政府各种各样的干预。例如，浙江民泰商业银行虽然是一家民营银行，但仍被杭州市政府邀请参加一些所谓银企融资对接会，帮助当地企业解决融资难问题²。地方政府对金融资源的争夺，反映了地方政府借助金融机构刺激辖区经济增长的迫切希望。

另一方面，随着金融机构之间竞争的加剧，在追逐更高利润驱动下，金融机构纷纷开展异地存贷款业务和跨区域经营。不仅大型金融机构会在经营范围内统一调配金融资源，一些地方金融机构也纷纷走上更名、扩张的跨区域经营步伐。例如，原本仅限于在所在城市开展业务的城市商业银行的名称均为“XX 市商业银行”，2006 年国家放开限制之后，为了实现跨区域经营，城商行纷纷更名。截

* 郭峰，上海新金融研究院、北京大学国家发展研究院，E-mail: guofengsf@163.com；胡军，上海新金融研究院、中国工商银行上海分行，E-mail: carpediem_hujun@aliyun.com。此项研究得到国家社会科学基金重大项目（项目编号：12&ZD074）、国家自然科学基金项目（项目编号：11271242、71371116）、中国博士后科学基金（项目编号：2015M580901）和上海新金融研究院的科研资助。感谢宗庆庆、乔坤元等的建议。本文曾在 2014 年世界计量经济学会中国年会、第十四届中国青年经济学者论坛上报告，感谢与会专家的评论。本文发表于《经济学报》2016 年第 2 期，感谢匿名审稿人的修改建议。文责自负。

¹ 21 世纪经济报道，2013 年 1 月 16 日。

² 中国金融网，2009 年 5 月 14 日。

至 2013 年末，迈上更名、扩张步伐的城商行有 94 家，占我国城商业总数的约 65%（郭峰，2015c）。在逐利驱动下，金融机构开展异地业务可能使得落后地区的金融资源被吸取到发达地区。为此，政策当局还多次发文鼓励金融机构将本地区吸收的金融资源用于支持本地区工商企业³。并且，对目前各地成立的村镇银行等新型地方金融机构，监管当局也严格限制其在注册地经营，不得跨区域开展业务。

地方政府为促进辖区经济增长，开展的金融资源争夺战会导致地区间金融扩张呈现正相关关系。而跨区域的金融资源调配，会使得金融机构扩张具有地区正外部性，从而使得地区间金融扩张可能呈现负相关关系。本文就中国地市级地区间金融扩张的相互影响进行理论和实证分析，试图识别出地区金融扩张可能同时存在的竞争效应和溢出效应。参考现有文献，本文提出了一个契合中国实情的政治经济模型，讨论地区金融扩张的竞争效应和溢出效应。我们使用中国地级市 2005-2011 年的面板数据，通过构建空间面板数据模型，使用 MLE 方法估计了地市金融扩张行为的反应函数，实证结果表明，地市金融扩张的确同时存在竞争效应和溢出效应。存在标尺竞争的同省份的各地市金融扩张正相关，而地理邻近的各地市金融扩张负相关。

本文余下部分结构安排如下：第二部分是相关文献综述；第三部分通过一个简单的政治经济模型，阐述我们的逻辑；第四部分介绍空间计量模型的设定、参数估计方法和空间权重矩阵的设置；在第五部分，介绍我们的数据来源，并使用空间面板数据模型对前文的理论逻辑进行实证检验；最后一部分是结语。

二、文献综述

地方政府围绕金融资源开展激烈竞争的重要背景是中国的官员考核机制导致地方政府和官员围绕经济增长开展激烈竞争。改革开放以来，中央开始致力于“以经济建设为中心”，不断强调“发展是硬道理”。同时，地方官员的考核和晋升标准也由过去政治思想表现为主转变为经济绩效为主。这种政绩观直到现在仍很流行，尽管中央领导多次提出要反对“唯 GDP 论”。在自上而下的官员任命和考核中，上级政府根据下级官员在任职期间的绩效来选拔有能力的官员。在这一政绩观激励下，地方官员为了获得政治晋升，就会致力于促进辖区经济增长（Li 和 Zhou，2005；Xu，2011）。对于这种政治晋升激励，周黎安（2004，2007）概括为“晋升锦标赛”；张军（2007）概括为“为增长而竞争”；王贤彬和徐现祥（2008）则概括为“经济增长市场论”，其实这三种表述的内在逻辑是一致的。

³ 如中国人民银行和中国银行业监督管理委员会发布的：《关于鼓励县域法人金融机构将新增存款一定比例用于当地贷款的考核办法（试行）》，银发〔2010〕262 号，2010 年 9 月 28 日。

在相对绩效标尺下为发展辖区经济进行竞争,地方政府必然有动力调动一切可以调动的资源,与竞争对手开展竞争,从而导致地方政府的行为存在策略互动。为促进经济增长而出现地区间竞争,现有文献已经强调了税收(郭杰和李涛,2009)、财政支出(李涛和周业安,2009;Caldeira,2012)、土地(陶然等,2009)、基本建设支出(尹恒和徐琰超,2011)、教育支出(周亚虹等,2013)以及制度环境(汪伟等,2013)等。然而,对于促进经济增长的另一个重要资源——金融资源的地区间竞争上,却关注较少。

由于官员任期的限制,追求短期目标成为地方政府和官员的理性选择。同时,考虑到投资在促进经济增长上具有更为直接的作用,围绕经济增长的竞争就又表现为围绕投资的竞争,而围绕投资的竞争最终又要靠来自金融资源的支持,这就激起了地方政府对辖区金融机构的干预,或建立地方金融机构的积极性(巴曙松等,2005;钱先航等,2011;李维安和钱先航,2012;纪志宏等,2014;谭之博和周黎安,2015)。特别是分税制改革之后,地方政府财政赤字增加,入不敷出,此时金融资源就作为财政资源的重要替代,成为筹集地方政府建设资金的重要渠道,即金融财政化替代了弱化的财政功能(周立,2003;郭峰,2015a)。地区间围绕发展和壮大金融机构开展竞争,将导致地区间金融扩张出现正相关关系⁴。

但是,金融资源并不像财政资源可由地方政府完全支配。特别是1990年代末,国有商业银行体系开始垂直化管理体制改革,地方政府对国有商业银行当地分支行的控制力和影响力大大减弱(巴曙松等,2005)。地方政府主导建立的城市商业银行、农村商业银行等地方金融机构,也在利益驱动下,走上跨区域经营和扩张的步伐。商业银行跨区域经营可以实现“共同保险”效应,降低风险和资金成本(Lewellen,1971;Boot and Schmeits,2000;Deng and Elyasiani,2008)。王擎等(2012)针对中国城市商业银行跨区域经营的经验研究也证实了这一结论⁵。作为追求利润最大化的商业机构,跨区域经营的金融机构有跨区域调配金融资源动力。从而,一个地区金融信贷扩张,不仅可能服务于当地工商企业,也可能是异地经营,服务周边地区工商业企业。但由于金融统计体制的原因,本地金融机构向外地工商企业发放的贷款,仍要统计在本地。因此,这一溢出效应的存在,使得地区金融机构的扩张具有正外部性,从而相邻地区间的金融扩张可能呈现负相关关系⁶。

⁴当然,我们从晋升激励角度来论证地区间金融扩张存在竞争效应,并不意味着我们否定其他因素也会导致地区间金融扩张存在竞争效应(或者说地区间金融扩张存在正相关关系),例如金融集聚效应(刘淑芳等,2009;李林等,2011;周凯和刘帅,2013)等。但晋升激励对地区金融扩张产生影响的特殊性在于,当不同地区同属一个上级政府时,这种竞争效应相对就更强,而属于不同上级政府时,这种竞争效应就相对弱一些,这为我们在实证分析中通过巧妙设置空间权重矩阵,从而识别晋升激励机制在地区金融扩张中导致竞争效应提供了突破口。

⁵但范香梅等(2011)则认为只有大银行开展跨区域经营才能提高效率

⁶当然,这里也需要了解到,纯粹的市场化经营也有导致不同地区金融扩张出现竞争效应的一面。

对于地区间金融扩张可能存在相互影响这一现象,实际上国内已有部分文献有所涉及。基于省级层面的研究发现,我国省域金融扩张存在一定的相互关系,且这种关系都是正向的(刘淑芳等,2009;李林等,2011;周凯和刘帅,2013)。需要指出的是,这些文献基本上都没有对导致地区间金融扩张存在相互关系的竞争效应和溢出效应作出区分,也就很难深刻理解导致地区间金融扩张相互影响的机制。此外,从计量方法可靠性而言,现有研究大部分都使用省级面板数据,每一年的截面单位最多只有31个,而空间计量方法一般都依赖于大样本理论,只有截面观测数据量足够大时才能得到一致性的估计(Lee and Yu,2010)。本文使用地级市面板数据,可以大大增加样本量,从而得到更加可靠的结论。

三、理论模型

本部分我们尝试建立一个契合中国政治经济现实的简易模型,来讨论地区金融扩张相互影响的渠道和机制。借鉴 Besley and Case (1995) 的建模思路,并参考尹恒和徐琰超(2011)、Caldeira(2012)、周亚虹等(2013)等文献,我们构建一个具有中国特色的、“自上而下”围绕金融扩张而开展的标尺竞争模型。

在本文的标尺竞争模型中,代理人是地市级政府,不过委托人是上级政府,而不再是传统标尺竞争模型中的选民。在政治集权、经济分权的中国式分权模式下,经济增长是上级政府考核下级政府和官员政绩的核心内容,经济增长绩效相对突出的官员将获得提拔(Li and Zhou,2005,Xu,2011)。因此,在 Besley and Case(1995)的传统标尺竞争模型中,选民比较当地与其他地区税收等绩效,从而决定代理人是否可以获得连任,但在我们的模型中,作为委托人的上级政府,根据“相邻”地市经济增长的相对绩效来评估代理人是否可以获得连任或提拔(Caldeira,2012;周亚虹等,2013)。

为简化起见,设经济体中包含两个同质地区*i*和*-i*。对于地方官员的目标函数,我们将其设定为最大化其政治晋升的概率,而后者不仅取决于本地区的经济绩效,在标尺竞争中,还要取决于对手地区的经济绩效。具体地,本文采用 Probit 形式来刻画地方官员连任或升迁概率。这样,*i*官员的优化问题可描述为:

$$\max_{\eta_i} \Pr[\Omega(\eta_i, \eta_{-i}) > \varepsilon_i] \quad (1)$$

其中, η_i 是本地区*i*的经济增长率,而 η_{-i} 则是竞争对手地区的经济增长率。

不失一般性,我们假定 ε_i 服从期望为0,方差为 θ^2 的标准正态分布。为简化起见,

设 $\Omega(\eta_i, \eta_{-i}) = \beta_0 + \beta_1 \eta_i + \beta_2 \eta_{-i}$ 为线性函数,从而:

$$\Pr[\Omega(\eta_i, \eta_{-i}) > \varepsilon_i] = \Phi\left(\frac{\beta_0 + \beta_1 \eta_i + \beta_2 \eta_{-i}}{\theta^2}\right) \quad (2)$$

其中， $\Phi(\cdot)$ 为正态分布的分布函数。设 $\beta_1 > 0$ ，即在给定竞争对手地区的增长率之后，本地区的经济增长率越高，本地区官员的升迁概率就越高。又设 $\beta_2 < 0$ ，即在给定本地区的经济增长率之后，竞争对手地区的增长率越高，本地区官员的升迁概率就越低。

地区 i 的经济增长率取决于本地企业和居民的生产和消费，也受益于来自金融机构的金融资源支持。并且，本地企业和居民既可以从本地金融机构获得金融资源，也可以从竞争对手地区的金融机构获得金融资源，即区域金融机构的扩张具有正外部性。为简化起见，我们假设金融资源通过全要素生产率来影响地区 i 的经济增长（张军和金煜，2005）。具体地，代表性地区 i 的生产函数设置为：

$$Y_i = A_i(D_i, D_{-i})F_i(K_i, L_i) = D_i^{\xi_i} D_{-i}^{\xi_{-i}(1-\varphi(s))} F_i(K_i, L_i) \quad (3)$$

其中， K_i 代表地区 i 的资本 K_i ， L_i 代表地区 i 的劳动力。为简化起见，设资本总量和人口总量均不变，即 K_i ， L_i 均为常数⁷。 D_i 代表本地区 i 从本地区 i 获得的金融资源， D_{-i} 代表本地区 i 从竞争对手地区 $-i$ 获得的金融资源。这样，本地区和竞争对手地区的金融扩张都可以促进本地区经济增长。其中， s 表示地区 i 与竞争对手地区 $-i$ 之间的距离，且有 $0 < \varphi(s) < 1$ ， $\partial \varphi(s) / \partial s > 0$ ， $\lim_{s \rightarrow 0} \varphi(s) = 0$ ， $\lim_{s \rightarrow +\infty} \varphi(s) = 1$ 。在新经济地理学当中，距离是度量两地区间运输成本和经济关系的最直观的指标（如 Redding and Venables，2004；Hanson，2005）。某一地区金融机构决定是否服务其他地区的工商企业，显然地理距离也是最直观的成本度量。因此我们有理由相信，距离越远，地区金融扩张溢出效应和正外部性就会越弱。

根据经济增长核算方程，地区 i 的经济增长率可以表示为：

$$\eta_i = \xi_i d_i + (1 - \varphi(s)) \xi_{-i} d_{-i} \quad (4)$$

其中， d_i 和 d_{-i} 分别代表地区 i 和地区 $-i$ 的金融扩张速度。由此可见，地区 i 的经济增长率同时受本地区 i 及对手地区 $-i$ 金融扩张的影响。而地区金融扩张因为同时可以影响本地区和竞争对手地区的经济增长，从而就可能存在交互影响。这种交互影响可以通过反应函数 $d_i = d_i(d_{-i})$ 来刻画。

回到地区 i 官员的金融决策问题上。在给定反应函数后，本地区 i 官员就通过选择合适金融政策来最大化其升迁概率。不失一般性，我们假定 $\xi_i = \xi_{-i}$ 。根据（2）和（4）式，可得到地区 i 官员的最优金融政策的一级条件：

⁷ 这无疑是一个非常大的简化，本文模型本质上是一个静态模型，主要考虑官员现期的金融政策选择。并且假定这一金融政策的选择不会影响资本存量的变动和劳动力的流动。

$$\beta_1[1 + \frac{\partial d_{-i}}{\partial d_i}(1 - \varphi(s))] + \beta_2[\frac{\partial d_{-i}}{\partial d_i} + (1 - \varphi(s))] = 0 \quad (5)$$

根据 (5) 式，反应函数斜率为：

$$\frac{\partial d_{-i}}{\partial d_i} = \frac{-\beta_1 - \beta_2(1 - \varphi(s))}{\beta_1(1 - \varphi(s)) + \beta_2} \quad (6)$$

由此可得关于地区金融扩张相互影响的如下性质。

命题 1 (竞争效应): 当两地区距离 s 和相关参数满足条件：

$1/(1 - \varphi(s)) > -\beta_1 / \beta_2 > 1 - \varphi(s)$ 时，有 $\frac{\partial d_{-i}}{\partial d_i} > 0$ 。特别地，当 $s \rightarrow \infty$ ，有 $\frac{\partial d_{-i}}{\partial d_i} > 0$ 。竞争效应会导致相邻地区金融扩张存在正相关。

综上，这一命题给出了地区金融扩张之间正相关的条件：当 β_2 的绝对值较大，距离 s 也较大时，不同地区间金融扩张的竞争效应就会超出溢出效应。即如果竞争对手地区的经济增长会对本地区官员的晋升概率有较大影响，从而作为促进经济增长的重要工具，两地区的金融扩张就有较强的竞争效应，从而有较强的正相关关系。而当两地区距离较远时，竞争对手地区的工商业企业很难通过本地区金融机构获得金融资源，地区金融扩张的溢出效应较弱，从而负相关关系不明显。综合这两方面因素，竞争效应就可能超出溢出效应，导致两地区金融扩张正相关。理论上，在两地区距离无穷远的极端情况下，金融扩张也只有竞争效应，没有溢出效应。

命题 2 (溢出效应): 当两地区距离 s 和相关参数满足条件： $-\frac{\beta_1}{\beta_2} > \frac{1}{1 - \varphi(s)}$ 时，

有 $\frac{\partial d_{-i}}{\partial d_i} < 0$ 。特别地，当 $\beta_2 = 0$ 时，有 $\frac{\partial d_{-i}}{\partial d_i} < 0$ 。这表明溢出效应会导致相邻地区

金融扩张负相关。

这一命题给出了地区金融扩张之间负相关的条件：当 β_2 的绝对值较小，两地距离 s 也较小时，地区金融扩张之间的溢出效应超过出竞争效应。即如果竞争对手地区的经济绩效对本地区官员晋升概率的影响较小，那么地区间金融扩张的竞争效应就较弱，从而地区金融扩张的正相关关系较弱。而当相邻地区距离较近，本地区金融机构不仅可以服务本地工商企业，也可以服务周边地区工商企业。此时地区金融扩张的溢出效应较强，正外部性导致的“搭便车”现象使得地区金融扩张负向关系较强。综合这两方面因素，溢出效应就可能超出竞争效应，导致两地区金融扩张负相关。理论上，当 $\beta_2 = 0$ 的极端情况出现时，即两地区毫无竞争关系，此时地区金融扩张就只有溢出效应，没有竞争效应。

在下文，我们就通过空间计量模型，特别是空间权重矩阵的设置，来识别地

区金融扩张可能同时存在的竞争效应和溢出效应。

四、计量模型设定

(一) 实证模型与估计方法

如何识别金融扩张行为在地区间的竞争效应和溢出效应是本文实证研究的关键问题,为此可以借助空间计量模型。空间计量模型由 Anselin (1988) 提出,主要是为了解决横截面数据间的空间依赖性,Case *et al.*(1993)在这方面也做了先驱性的研究。空间计量模型在国内已有应用,相关研究指出地方政府在财政支出(李涛和周业安,2009;Caldeira,2012)、基本建设支出(尹恒和徐琰超,2011)、教育支出(李世刚和尹恒,2012;周亚虹等,2013)、土地财政(李郁等,2013)、反腐败(汪伟等,2013)等方面均存在显著的策略互动。

空间计量模型通过引入空间滞后项为分析地区间金融扩张的相互影响提供了有力工具,具体地,我们将模型设置为:

$$Y_{it} = \rho(WY)_{it} + X'_{it}\beta + e_i + \gamma_t + u_{it} \quad (12)$$

其中, Y_{it} 为地区*i*第*t*年的金融扩张的度量($i=1,2,\dots,N;t=1,2,\dots,T$); W 为 $n \times n$ 阶空间权重矩阵,其元素 w_{ij} 就表示地区*i*和地区*j*之间的空间关系; $(WY)_{it}$ 是所谓空间滞后项(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 $w_{ij}y_{it}$ 可以解释为除去地区*i*以外其它所有相邻地区在*t*年平均金融扩张的度量; X_{it} 为一组影响地区金融扩张的协变量。 e_i 和 γ_t 分别表示不随时间变化的地区效应和不随地区变化的时间效应; u_{it} 则代表误差项; β 和 ρ 都为计量模型的待估计参数,其中 β 刻画了地区经济特征等因素对地区金融扩张的边际影响; ρ 则为地区金融扩张反应函数的系数,也是本文最关注的变量。我们下文实证检验的主要目的就是估计 ρ 的大小并检验其是否显著不等于0。如果 ρ 显著为正,就说明地区金融扩张存在正相关关系,而最为可能的解释就是地方政府间存在着围绕金融扩张的竞争;如果 ρ 显著为负,说明地区金融扩张存在负相关关系,而最为可能的解释就是金融扩张的溢出效应产生的正外部性使得“搭便车”现象出现。

此外,由于地区金融扩张可能面临社会经济等不可观测因素的共同冲击,因此使得扰动项 u_{it} 也可能表现出一定的空间序列相关特征。如果完全忽视这种相关性,将可能导致空间滞后项的系数估计出现偏误。为了控制这些因素的干扰,Pesaran and Tosetti (2011)提出了使用具有空间自相关的随机扰动项来刻画这种截面弱相关。具体而言,就是允许扰动项 u_{it} 以如下形式呈现:

$$u_{it} = \lambda(Wu)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中, ε_{it} 为独立同分布的随机扰动, $E(\varepsilon) = 0$, $\text{var}(\varepsilon) = \sigma^2$ 。 λ 为误差项空间自相关系数。

在包含空间误差项的空间面板模型估计方法选取上, 目前文献主要采取的方法包括广义空间两阶段最小二乘法 (Generalized Spatial Two-stage Least Squares, GS2SLS) 和最大似然估计 (Maximum Likelihood Estimation, MLE)。在优劣上, GS2SLS 方法和 MLE 方法各有千秋, 但相对而言, MLE 估计方法更加渐进有效 (Lee and Yu, 2010)⁸。因此, 在本文的大样本分析中, 我们选用 MLE 估计方法。

(二) 空间权重矩阵的构造

空间计量实证研究的关键在于准确度量个体之间的空间交互关系、并构造恰当的空间权重矩阵 W 。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, 地区间金融扩张的相关关系通过它得到体现。正如 (12) 式, WY 可以理解为对本地区金融扩张有影响的其它相邻地区金融扩张的某种加权平均, 空间计量模型就是通过它来考察地区间金融扩张的相互影响。

根据上一部分的理论模型, 识别地区间金融扩张的竞争效应和溢出效应, 可以通过设置不同的空间权重矩阵来实现。对于竞争效应的识别, 同属一个省区的各地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, 同属一个省区的各地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地区间金融扩张可能存在的竞争效应。具体而言, 行政相邻矩阵元素可定义为:

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, & \text{如果 } i \text{ 地市和 } j \text{ 地市属于同一省区} \\ w_{ij} = 0, & \text{其它} \end{cases} \quad (14)$$

这样, WY 表示的就是某地市所在省区内其他地市金融扩张的平均水平。如果竞争效应存在, 这些同属一个省区的其他地市金融扩张时, 在标尺竞争压力下, 本地市的金融扩张也会加大, 即 ρ 应该显著为正。

同时, 对于溢出效应的识别, 一个显而易见的选择就是构造地理相邻矩阵。具体而言, 我们将地理相邻矩阵的元素定义如下:

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, & \text{如果 } j \text{ 地市是距离 } i \text{ 地市最近的 } S \text{ 地市之一} \\ w_{ij} = 0, & \text{其它} \end{cases} \quad (15)$$

⁸ 更多技术细节, 请参考 Lee and Yu (2010)。

用地理相邻矩阵构成的(15)式中, WY 表示的是某地区的地理相近地区⁹金融扩张的平均水平。如果溢出效应产生的正外部性的确存在,本地区的金融扩张就可以搭地理相近地区金融扩张的便车,从而 ρ 应该显著为负。

然而,上述行政相邻和地理相邻的划分存在重叠,混杂效应可能使得地区金融扩张的竞争效应和溢出效应无法得到识别。简单计算可知,在我们的样本中同属一个省区的行政相邻矩阵有4198元素为1,其中有1222个属于距离最近的5个地市,占比29.11%;距离最近5个地市的地理相邻矩阵有1625元素为1,其中属于同一个省区的地市有1222个,占比75.2%¹⁰。也就是说,识别竞争效应的行政相邻矩阵混杂了部分因地理相邻而带来的溢出效应;识别溢出效应的地理相邻矩阵也混杂了因属于同一个省区而导致的竞争效应。为了消除这种混杂效应的干扰,我们参考尹恒和徐琰超(2011)、李世刚和尹恒(2012)等文献的做法,进一步定义纯粹行政相邻矩阵和纯粹地理相邻矩阵,其具体元素分别定义为:

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, & \text{如果}i\text{地市和}j\text{地市同属一省区且非距离最近5地市之一} \\ w_{ij} = 0, & \text{其它} \end{cases} \quad (16)$$

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, & \text{如果}j\text{地市是距离}i\text{地市最近5地市之一且非同一省区} \\ w_{ij} = 0, & \text{其它} \end{cases} \quad (17)$$

根据(16)式构造的空间权重矩阵就能较好地剔除在识别竞争效应时,溢出效应的干扰;而根据(17)式构造的空间权重矩阵也能较好地剔除在识别溢出效应时,竞争效应的干扰。最后,我们在空间权重矩阵构造完成后,对其进行行标准化(row-normalization)处理,从而保证空间权重矩阵每行元素之和都等于1,这样矩阵元素就具有了权重的含义。

五、实证结果分析

(一) 数据和统计描述

本部分我们利用地市面板数据检验地区间金融扩张的相互影响是否具有理论预期的性质。在省区、地市、县三级行政区划中,省级政府只有一个共同上级,不适合作为我们的研究对象。地市级和县级是相对适宜的,我们最终选择地市作为研究对象,主要是因为在地市层面,既有仅限于本地经营的地方金融机构,也有跨区域经营的大型金融机构。有利于同时识别地区金融扩张的竞争效应和溢出效应。而在县域层面,在大型商业银行大幅撤离之后,农村信用社在县域特别是

⁹ 根据地市政府驻地经纬度来计算其“球面距离”,经纬度数据来自 Google Earth。

¹⁰ 详细的数据说明见下一节。

农村地区，占据了支配地方，而近期成立的村镇银行等新型农村金融机构也仅限于本地经营（郭峰，2014），不利于同时识别地区金融扩张的竞争效应和溢出效应。

在样本期限选择上，由于历史上频繁进行的“撤地设市”等行政区划调整到2004年之后基本中止（郭峰和汤毅，2014），因此我们选择了2005-2011年的样本期限。在样本选择上，我们剔除了管理体制明显不同的四个直辖市以及数据缺失严重的西藏自治区。这样，我们的样本共包含了26个省，325个地市（地级市、地区、自治州）的平衡面板数据，样本总数合计2275个¹¹。

对于地区金融扩张，基于不同的研究目的，不同的文献使用了互不相同的指标。考虑到我国的金融体系仍是以银行主导的现实和数据的可得性，我们以各地市人均金融机构贷款余额来度量地市金融规模。同时考虑到“贷款余额”作为一个存量数据，我们对其取“对数”，以便将分析焦点集中于地区金融的“扩张”上。

借鉴郑志刚和邓贺斐（2010）等研究地区金融扩张的文献，我们选取以下一些控制变量：**人均GDP (*lnprgdp*)**：大量研究指出，金融扩张和人均收入之间存在相关关系，本文以人均GDP（对数值）作为人均收入指标。**产业结构 (*gdps*)**：相对而言，工业比农业和服务业对金融服务的需求更多，从而不同地市不同的产业结构有可能成为地市金融扩张的重要经济背景。因此，我们用第二产业增加值在GDP中的比重来度量各地区的产业结构。**人口密度 (*lnpopden*)**：由于金融机构提供金融服务的边际成本递减或者不变，因此人口密度越大的地区，人均金融机构贷款一般应该越小。**财政自主度 (*govauto*)**：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，地方政府可能就会更多干预金融机构的经营。我们用财政自主度（地方财政收入/地方财政支出）来控制地市政府财政状况对地市金融扩张的影响。**人均公路里程 (*hihgway*)**：良好的基础设施是金融机构开展业务便利程度的度量。如果要得到干净的“邻居”效应，不同地区不同的基础设施水平也应该得到控制。我们用人均公路里程来度量地市的基础设施水平。**人均卫生机构床位数 (*hospital*)**：为了反映当地公共服务的发展水平，我们用每万人卫生机构床位数来作为控制变量。**城乡收入差距 (*incomgap*)**：为了控制城乡收入差距对地区金融扩张可能存在的影响，我们用城镇人均可支配收入与农村人均纯收入作为控制变量。**人均土地出让金 (*lnprlandm*)**：土地财政是近年来影响地方政府行为的重要因素，出让后的土地可以发挥撬动贷款的杠杆效应，因此通过控制人均土地出让金（对数），我们可以控制土地的资本化对地区金融扩张的影响。另外，为了剔除价格因素的影响，贷款余额、人均GDP、

¹¹ 在此基础上，由于空间计量分析的需要，对于非常少量的缺失数据，我们通过插值等方法补充。

土地出让金等名义值均经过各地市 GDP 平减指数进行定基消胀，基期为 2005 年。

表 1 汇报了主要变量的变量说明和描述性统计。各地市人均实际金融机构贷款余额均值为 18413，但标准差却高达 33025，这表明我国地区金融发展不平衡现象非常突出¹²，这为我们的计量分析创造了条件。其它指标也显示出这种地区经济发展不平衡是一个普遍现象。

表 1：主要变量的说明和描述性统计

变量名	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnprloan</i>	实际金融机构贷款余额/总人口	9.2085	0.9934	6.4588	13.1549
<i>lnprgdp</i>	实际人均 GDP	9.7000	0.7146	7.7807	11.8240
<i>second</i>	第二产业增加值/GDP	0.4787	0.1272	0.1350	1.4296
<i>lnpopden</i>	总人口/区划面积	3.0563	1.3419	-2.6816	5.5031
<i>govauto</i>	财政收入/财政支出	0.4461	0.2385	0.0074	2.4494
<i>highway</i>	公路里程/总人口	36.6556	42.1411	3.7777	462.0115
<i>hospital</i>	医院床位数/万人	32.8975	14.1654	9.1536	123.4524
<i>incomegap</i>	城镇人均收入/农村人均收入	2.8870	0.9866	0.3704	28.6656
<i>lnprlandm</i>	实际人均土地出让金	5.8407	1.5125	-0.8477	11.4953

注：变量前有“ln”表示该变量取对数。

(二) 地市金融扩张反应函数估计

1、基本回归结果

在使用空间计量模型进行实证分析前，我们首先考虑不加空间滞后项（相邻地区的金融扩张）的回归，为了控制不可观测的地区异质性和宏观经济因素等的影响，我们在回归中同时控制了地区效应和时间效应。此外，使用 Hausman 检验的结果，拒绝了解释变量和个体效应的统计不相关原假设，因而在本文接下来的实证分析中，我们均选择固定效应回归方法。

我们首先估计了空间权重矩阵分别为行政相邻矩阵（14）和地理相邻矩阵（15）所对应的模型。结果如表 2 第（1）（2）列所示，我们主要关心的空间滞后项系数在行政相邻和地理相邻情形下均显著为正，这表明此时地区金融扩张的竞争效应明显，而溢出效应并不明显。然而，这个结果是值得怀疑的，因为权重矩阵（14）和（15）均同时混杂了竞争效应和溢出效应。

为了得到更干净的估计结果，我们使用纯粹行政相邻矩阵（16）和纯粹地理相邻矩阵（17）进行回归。表 2 第（3）（4）列给出了此时的估计结果。使用纯粹行政相邻矩阵的第（3）列结果显示， ρ 显著为正。具体地，当其它条件不变时，处于同一省区但距离较远的其它地市人均金融机构贷款平均每增长 1%，本

¹² 面板数据的均值和方差反映的也可能是地区金融扩张的跨时差异。如果单看某一年份，例如 2011 年，地市人均实际金融机构贷款余额均值为 26431，但标准差却达到了 42292，跨区域差异仍然很大。

地市人均金融机构贷款约增长 0.49%。使用纯粹地理相邻矩阵的第(4)列结果则显示, ρ 显著为负。具体地, 当其它条件不变, 地理相邻但不在同一省区的其它地市人均金融机构贷款平均每增长 1%, 本地市人均金融机构贷款约减少 0.47%。

上述估计结果为理论部分的命题提供了有力证据: 地市金融扩张同时存在竞争效应和溢出效应, 竞争效应使得本地市金融扩张与竞争对手地市的金融扩张正相关, 溢出效应又使得本地市金融扩张与地理相邻地市的金融扩张负相关。

接下来我们进一步考察其它变量对地区金融扩张的边际影响。人均 GDP 对地区金融扩张有显著的促进作用, 这在一定程度上反映了地区金融扩张是由地区经济快速发展带来的。人均土地出让金的增加对地区金融扩张也表现出显著的正向影响, 土地出让形成的“土地资本化”效应成为中国金融扩张和货币内生化的重要原因(郭峰, 2015b)。不过, 人口密度、产业结构、财政自主度、城乡收入差距对地区金融扩张都没有显示出显著的影响。让人意外的是, 反映当地基础设施发展水平的人均公路里程对金融扩张有显著的抑制效应, 而反映公共服务水平的医院床位数则对地区金融扩张则有显著正向影响, 公共服务对金融扩张的影响尚须更严谨的分析。

表 2: 地区间金融扩张反应方程估计

	被解释变量: $\ln prloan$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	行政相邻	地理相邻	纯粹行政	纯粹地理
ρ	0.7643*** (15.2800)	0.6567*** (13.5100)	0.4890*** (4.6626)	-0.4731*** (-7.0821)
$\ln prgd$	0.0434 (1.4426)	0.0671** (2.0227)	0.0720** (2.0403)	0.7158*** (8.5532)
$second$	-0.0588 (-0.8753)	-0.0808 (-1.0410)	-0.0547 (-0.6367)	-0.9839*** (-6.9787)
$\ln popden$	-0.0100 (-0.7334)	-0.0048 (-0.3517)	-0.0127 (-0.9032)	-0.0038 (-0.2953)
$govauto$	0.0113 (0.2979)	0.0204 (0.4710)	0.0290 (0.6149)	-0.0192 (-0.3874)
$highway$	-0.0004** (-2.0679)	-0.0006*** (-2.8221)	-0.0005** (-2.0865)	-0.0004 (-1.5153)
$hospital$	0.0029*** (3.4319)	0.0031*** (3.3968)	0.0040*** (4.1688)	0.0029*** (2.6426)
$incomegap$	0.0014 (0.3215)	0.0010 (0.2100)	0.0007 (0.1326)	-0.0561*** (-3.6166)
$\ln prlandm$	0.0112*** (2.6604)	0.0120*** (2.6263)	0.0155*** (3.2056)	0.0086 (1.5214)
λ	-0.5946** (-2.2518)	-0.2367*** (-2.3467)	0.0369 (0.2217)	0.5175*** (8.4110)
地区效应	有	有	有	有
时间效应	有	有	有	有
样本量	2275	2275	2261	1358
调整R ²	0.3188	0.2422	0.1991	0.2531

注: ()内数值为回归系数的t值。*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

2、不同空间权重矩阵加权方式的选择

选择合适的权重矩阵加权方式也是空间计量模型中的一个核心问题。上文使用简单加权矩阵实际上是将同一个省份或地理相邻的其他地市金融扩张对本地市金融扩张的影响等而视之。显然，距离远近不同或经济发展程度不同的其他地市对本地市的影响可能是不同的（周亚虹等，2013），因此我们也可以对不同地市的影响设置非等同的权重。此处我们分别考虑地理距离权重和经济距离权重。具体而言，对于地理距离权重，首先根据地市政府驻地的经纬度计算地市*i*和地市*j*之间的地理距离 d_{ij} ，然后用地理距离平方的倒数（ $1/d_{ij}^2$ ）作为加权重。对于经济距离权重，首先计算各地市在样本期（2005-2011年）内的人均实际GDP均值，然后使用经济距离的倒数（ $1/|econ_i - econ_j|$ ）作为加权重¹³。

采用地理距离权重和经济距离权重时得到的回归结果见表3。空间滞后项系数的符号及显著性与上文完全一致。我们的估计结果对空间权重矩阵不同的加权方式是稳健的。

表3：空间权重矩阵加权方式的稳健性

	被解释变量：lnprloan					
	地理距离加权			经济距离加权		
	(1) 地理相邻	(2) 纯粹行政	(3) 纯粹地理	(4) 地理相邻	(5) 纯粹行政	(6) 纯粹地理
ρ	0.6412*** (12.2950)	0.7718*** (38.8150)	-0.4528*** (-6.7976)	0.5194*** (7.1510)	0.5223*** (7.5392)	-0.3290*** (-3.6441)
λ	-0.3741*** (-4.2164)	-0.6555*** (-10.0460)	0.5045*** (8.1372)	-0.2445*** (-2.5324)	-0.2678*** (-2.8646)	0.3877*** (4.4614)
地区效应	有	有	有	有	有	有
时间效应	有	有	有	有	有	有
样本量	2275	2261	1358	2275	2261	1358
调整R ²	0.2922	0.3392	0.2491	0.2309	0.2560	0.1705

注：()内数值为回归系数的t值。*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

3、不同地理相邻矩阵的选择

在基本模型中，关于地理相邻矩阵的构造，我们选择距离最近的5个地市，这或多或少有些随意性，为了减弱这种随意性对本文结论的稳健性可能带来的干扰，我们另外选择距离最近的4个地市和6个地市来构造地理相邻矩阵，以及纯粹行政相邻矩阵和纯粹地理相邻矩阵。从表4的结果来看，使用距离最近的4个地市和6个地市来构造相应的空间权重矩阵得到的模型估计结果与使用距离最近的5个地市所构造的空间权重矩阵得到估计结果是基本一致的，这说明本文的结论是比较稳健的。

表4：不同地理相邻矩阵的稳健性

被解释变量：lnprloan

¹³ 对于地理距离和经济距离加权，是否需要平方，主要考虑是否会导致空间自相关过程收敛，参见周亚虹等（2013）。

	最近距离4地市			最近距离6地市		
	(1) 地理相邻	(2) 纯粹行政	(3) 纯粹地理	(4) 地理相邻	(5) 纯粹行政	(6) 纯粹地理
ρ	0.6545*** (14.7010)	0.8149*** (52.2420)	-0.2455** (-2.1193)	0.6786*** (14.2550)	0.8077*** (54.8080)	-0.5462*** (-10.8110)
λ	-0.2964*** (-3.3087)	-0.9063*** (-12.7640)	0.3318*** (2.9960)	-0.2312** (-2.1761)	-0.8456*** (-16.7280)	0.5697*** (12.0980)
地区效应	有	有	有	有	有	有
时间效应	有	有	有	有	有	有
样本量	2275	2261	1176	2275	2261	1561
调整R ²	0.2567	0.3828	0.1237	0.2438	0.3891	0.2722

注：()内数值为回归系数的t值。*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

对每一个地市都选择数量相等地市来构造地理相邻矩阵，可以保障将所有地市都纳入回归分析。但由于我国地区差异大，东西部地区不同的地市面积差异可能很大，某地市到周边地市距离的差异也就很大。例如，广东省的江门市到距离最近 5 个地市的平均距离为 44.7km，但新疆自治区的和田地区到距离最近 5 个地市的平均距离则为 592.7km。作为稳健性分析，我们参考李世刚和尹恒（2012）的做法，用一个绝对长度的距离半径构造相邻空间权重矩阵。具体而言，如果两地市之间距离小于或等于 150km，则将二者定义为相邻；如果二者距离大于 150km，则定义为不相邻¹⁴。此时的回归结果见表 5，地理相邻矩阵和纯粹行政与纯粹地理矩阵的系数显著性跟上文完全一致。说明本文的结果对地理相邻矩阵的构造是稳健的。

表 5：绝对距离相邻矩阵

	被解释变量：lnprloan		
	(1) 地理相邻	(2) 纯粹行政	(3) 纯粹地理
ρ	0.7133*** (14.5220)	0.8063*** (34.5190)	-0.6955*** (-22.6850)
λ	-0.5390*** (-6.1629)	-0.7270*** (-7.8916)	0.7404*** (28.2440)
地区效应	有	有	有
时间效应	有	有	有
样本量	2058	2037	994
调整R ²	0.3820	0.4192	0.5950

注：()内数值为回归系数的t值。*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

4、“伪相邻”空间权重矩阵

根据对空间计量模型回归结果的标准解释，是“相邻”地区（行政相邻、地理相邻等）的金融扩张与本地区金融扩张存在相关关系，而非相邻地区的金融扩张的竞争效应和溢出效应应该都较弱。对此，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，我们在全中国随机选取 5 个地市作为本地市的“相邻”地市（排除本地市），构造空间权重矩阵。此时的回归结果见表 6，我们可以发现，使用“伪相邻”空间权重矩

¹⁴ 全部地市距离最近 5 地市的距离平均为 142km，具体距离的选取对我们结果的影响不大，例如也可以选取 100km 和 200km。

阵后，无论是否排除同属一个省区，“伪相邻”地市的金融扩张对本地市金融扩张的影响均不显著。而排除落在非同一省区的“伪相邻”地市后的纯粹行政相邻矩阵的系数仍然为正，一如预期。这一反事实推断也反证了上文我们结论的可靠性。

表 6：随机选取的“相邻”矩阵

被解释变量：lnprloan			
	(1)	(2)	(3)
	“伪相邻”	纯粹行政	纯粹“伪相邻”
ρ	-0.1378 (-0.6108)	0.7644*** (15.5770)	-0.1584 (-0.7305)
λ	0.1988 (0.8860)	-0.5948** (-2.3060)	0.1854 (0.8575)
地区效应	有	有	有
时间效应	有	有	有
样本量	2275	2275	2275
调整R ²	0.0163	0.3184	0.0158

注：()内数值为回归系数的t值。*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

六、结语

本文通过构造契合中国现实经济政治环境的简易模型，指出我国地区间金融扩张同时具有竞争效应和溢出效应。在实证部分，我们运用中国地市级 2005-2011 年的面板数据和空间计量方法，通过巧妙构造空间权重矩阵，识别出地区金融扩张同时存在竞争效应和溢出效应的证据，并分析其影响机制。我们的结论具有较好的稳健性。

金融扩张具有竞争效应，原因在于地方官员的政治升迁与当地经济增长绩效挂钩，地方官员出于晋升激励或上级政府经济增长绩效的要求，会围绕经济增长开展竞争。因此，地方政府和官员会利用其手中的权力干预金融机构的经营，导致地区间金融贷款相互攀比，从而导致同属一个省份的不同地市间金融扩张正相关。而金融扩张具有溢出效应，其机制在于市场经济体制下，金融机构的经营行为越来越具有商业化倾向，本地金融机构不仅可以在本地开展贷款业务，也可以贷款给其它地区的工商企业，从而导致地区金融扩张具有正外部性。而正外部性导致的“搭便车”倾向，则使得地理相邻地市的金融扩张出现负相关关系。

目前，这一竞争效应和溢出效应仍在共同影响着我国地方金融机构的发展轨迹。金融机构发展壮大之后，必然谋求摆脱地方政府的羁绊，以盈利为导向，开展异地存贷款业务和跨区域经营，例如原仅限于在所在城市开展业务的“城市商业银行”，目前已经纷纷走上更名、重组、跨区域扩张的步伐。金融机构的跨区域经营更加符合市场经济的资源配置要求，也能对周边地区的经济增长产生“溢出效应”。但反过来，金融机构的逐利本性和“嫌贫爱富”的模式，也可能导致

落后地区的金融资源被抽取到发达地区,造成富者愈富、穷者愈穷的“马太效应”。

因此,作为回应之举,各地政府非常热衷建立地方政府所能控制的地方金融机构,特别是在分税制改革导致地方财政入不敷出,地方政府促进辖区经济增长的手段有限时,这一动机和压力更加明显。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。但同时这种地方金融机构,基本上都受到地方政府的控制或干预,从而可能出现金融资源配置扭曲等问题。

参考文献

- 巴曙松,刘孝红,牛播坤.2005.转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究[J].金融研究,(5):25-37.
- 范香梅,邱兆祥,张晓云.2011.我国商业银行跨区域发展的经济效应研究[J].财贸经济,(1):64-71.
- 郭峰.2014.地方性金融机构设立的内生条件和攀比效应[J].金融学季刊,8(2):36-56.
- 郭峰.2015a.地方政府财政自主度与地区金融扩张——来自农村税费改革的证据[J].金融评论,(2):1-13.
- 郭峰.2015b.土地资本化和中国地区金融扩张[J].财经研究,(8):4-18.
- 郭峰.2015c.地方性金融机构与地区经济增长:以城市商业银行为例[J].上海新金融研究院工作论文.
- 郭峰,汤毅.2014.广域型城市与县域经济发展:“市领导县”体制再评估[J].复旦大学经济学院工作论文.
- 郭杰,李涛.2009.中国地方政府间税收竞争研究:基于中国省级面板数据的经验证据[J].管理世界,(11):54-64.
- 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[J].金融研究,(1):1-15.
- 李林,丁艺,刘志华.2011.金融集聚对区域经济增长溢出作用的空间计量分析[J].金融研究,(5):113-123.
- 李世刚,尹恒.2012.县级基础教育财政支出的外部性分析[J].中国社会科学,(11):81-97.
- 李涛,周业安.2009.中国地方政府支出竞争研究[J].管理世界,(2):54-64.
- 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[J].经济学》(季刊),11(4):1239-1260.
- 李郁,洪国志,黄亮雄.2013.中国土地财政增长之谜——分税制改革、土地财政增长的策略性[J].经济学》(季刊),12(4):1301-1328.
- 刘淑芳,史瑛,刘治国.2009.金融地理视角下中国信贷供给的区域效应研究[J].金融论坛,(6):42-47.
- 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[J].经济研究,(12):72-85.
- 谭之博,周黎安.2015.官员任期与信贷和投资周期[J].金融研究,(6):80-93.
- 王擎,吴玮,黄娟.2012.城市商业银行跨区域经营:信贷扩张、风险水平及银行绩效[J].金融研究(1):141-153.
- 汪伟,胡军,宗庆庆,郭峰.2013.官员腐败行为的地区间策略互动:理论与实证[J].中国工业经济,(10):31-43.
- 王贤彬,徐现祥.2008.地方官员来源、去向、任期与经济增长[J].管理世界,(3):16-26.
- 陶然,陆曦,苏福兵,汪晖.2009.地区竞争格局演变下的中国转轨:财政激励和发展模式反思[J].经济研究,(7):21-33.
- 尹恒,徐琰超.2011.地市级地区间基本建设公共支出的相互影响[J].经济研究,(7):55-64.
- 张军.2007.分权与增长:中国的故事[J].经济学》(季刊),7(1):21-52.
- 张军,金煜.2005.中国的金融深化和生产率关系的再检测:1987-2001[J].经济研究,(11):34-45.
- 周亚虹,宗庆庆,陈曦明.2013.财政分权体制下地市级政府教育支出的标尺竞争[J].经济研究,(11):139-160.
- 周凯,刘帅,2013.金融资源空间集聚对经济增长的空间效应分析[J].投资研究,(1):75-88.

- 周立.2003.改革期间中国金融业的“第二财政”与金融分割[J].世界经济,(6):72-79.
- 周黎安.2004.晋升博弈中政府官员的激励与合作[J].经济研究,(6):33-40.
- 周黎安.2007.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].经济研究,(7):36-50.
- 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[J].管理世界(6):14-28.
- Anselin L. 1988. Spatial Econometrics: Methods and Models [M], Dordrecht: Kluwer Academic.
- Besley T, Case A. 1995. Incumbent Behavior:Vote-Seekin, Tax-setting, and Yardstick Competition[J]. *American Economic Review*, 85: 25-45.
- Boot A, Schmeits A. 2000. Market Discipline and Incentive Problems in Conglomerate Firms with Applications to Banking[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 9(3): 240-273.
- Case A, Hines J, Rosen H. 1993. Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States[J]. *Journal of Public Economics*, 52: 285-307.
- Caldeira E. 2012.Yardstick Competition in a Federation:Theory and Evidence From China[J] *China Economic Review*, 23(4): 878-897.
- Deng S, Elyasiani E. 2008. Geographic Diversification, Bank Holding Ccompany Value, and Risk [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 6:1217-1238.
- Hanson G H. 2005. Market Potential, Increasing Returns and Geographic Concentration[J]. *Journal of International Economics*, 67(1) : 1-24.
- Lee L, Yu J. 2010. Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects[J] *Journal of Econometrics*, 154:165-185.
- Lewellen W. 1971. A Pure Financial Rationale for the Conglomerate Merger[J]. *Journal of Finance*, 26: 521-537.
- Li H, Zhou L. 2005. Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 89(9-10), 2005:1743-1762.
- Redding S, Venables A J. 2004. Economic Geography and International Inequality[J]. *Journal of International Economics*, 62(1):53-82.
- Pesaran M, Tosetti E. 2011. Large Panels with Spatial Correlations and Common Factors[J]. *Journal of Econometrics*, 161 (2): 182-202.
- Xu C. 2011. The Fundamental Institutions of China's Reform and Development [J]. *Journal of Economic Literature*, 49: 1076-1151.

Competitive Effect and Spillover Effect of Regional Financial Expansion in China

Abstract: This paper discusses theoretically and empirically channels through which regional financial expansion interaction in China. On one hand, local governments have the incentive to expand regional loan to pump up GDP growth rate; on the other hand, the positive externality of financial expansion will give adjacent areas the urge to take “free ride”, resulting in downfall of regional loan in these areas. Two different types of adjacency matrix are choosed to identify interactions, Using Chinese prefecture-level areas data from 2005 to 2011, the results show that areas within the same province exhibit positive correlation in regional financial expansion, while adjacent areas geographically exhibit negative correlation.

Key Words: Financial Expansion, Political Tournaments, Spillover, Spatial Panel Data Model

JEL Classification: C51, E51, G21