

区域创新、制度环境与银行稳定*

宋 科 李 振 赵 琼 薇

〔摘 要〕区域是技术创新的重要载体,技术进步是区域经济增长的动力源泉。本文选取 2004–2016 年中国 139 个城市的 235 家地方商业银行的非平衡面板数据,研究区域创新能力与地方银行稳定的关系。实证结果显示区域创新能力的增加显著增强地方银行稳定,即区域创新能力每提高 1 个单位,地方银行稳定性增强约 10%;在产权制度和契约制度较强地区的地方银行以及城市商业银行,区域创新能力增加会更加显著地增强地方银行稳定;区域创新能力通过提高存款增速、降低收入多元化和非利息收入对地方银行稳定产生影响。本文丰富了商业银行风险承担行为的研究,为区域创新对微观经济主体影响提供重要补充,也为不同制度环境的作用提供微观层面的新证据。

关键词: 区域创新 市场环境 银行稳定 银行风险承担

JEL 分类号: G21 O35 P26

一、引言

实体经济是金融创新发展的基础,金融是实体经济稳健发展的源泉,服务好实体经济是金融立业的根本。金融和实体经济共生共荣,实体经济充满创新活力,金融才能稳固发展。因此,金融发展稳定是实体经济健康成长的结果。但如果通过金融做大以推动实体经济发展,这可能就会本末倒置,容易发生系统性金融风险。中国共产党十九大报告及随后召开的中央经济工作会议明确提出,要坚决打好防范化解重大风险的攻坚战,守住不发生系统性金融风险的底线。在以间接融资为主的中国金融体系中,银行业金融机构占据主要地位,及时发现并消灭风险问题及隐患,银行业做好风险防范至关重要。区域是技术创新的重要载体,技术进步是区域经济增长的根本动力。技术创新能力不足,会降低区域经济增长速度,由于银行信贷行为的顺周期性,以银行为主的金融机构面临的风险增大。因此,本文研究的区域创新能力与地方银行稳定的关系问题,具有十分重要的现实意义。

商业银行稳定性不仅与自身特征有关(Ellul and Yerramilli, 2013; Minton et al., 2014; Goetz et al., 2016; Egan et al., 2017),也受到外部宏观环境变化的影响(张健华和王鹏, 2012; Claessens et al., 2013; Schliephake, 2016; Dell’Ariccia et al., 2017),但很少有文献研究区域创新对银行稳定的影响。此外,已有大量文献研究不同的企业、市场、地区和国家层面的特征如何影响技术创新,但反过来研究技术创新对不同主体反应的研究较少(He and Tian, 2017)。目前,有关区域创新的研究主要集中在区域创新能力的概念界定、影响因素、指标构建和综合评价(Cooke et al., 1998; Tura and

* 宋科,中国人民大学财政金融学院,副教授,中国财政金融政策研究中心、国际货币研究所研究员,经济学博士;李振(通讯作者),中国人民大学财政金融学院,博士研究生,中国人民大学国际货币研究所,副研究员;赵琼薇,武汉工程大学理学院。

Harmaakorpi, 2005; Schiuma and Lerro, 2008; González-Pernía et al., 2012), 以及区域创新能力对经济增长的影响 (Schumpeter, 1934; Grossman and Helpman, 1994; Cameron, 1996), 但很少有文献涉及区域创新与银行稳定关系。因此, 本文研究的区域创新能力与地方银行稳定的关系问题, 具有一定的原创性。

本文选取 2004–2016 年中国 139 个城市的 235 家地方商业银行的非平衡面板数据, 研究区域创新能力与地方银行稳定的关系。我们首先研究区域创新能力对地方银行稳定的具体影响, 发现区域创新能力的增加显著增强地方银行稳定, 即区域创新能力每提高 1 个单位, 地方银行稳定性增强约 10%。同时, 较高的资本资产比率有助于地方银行稳定。由于所在地区产权制度、契约制度和银行类型的不同, 不同地方银行稳定性存在差异。我们对基准模型进行异质性分析, 根据地方银行所在地的产权制度和契约制度、地方商业银行类型划分为不同子样本。我们发现, 在产权制度和契约制度较强的地区, 区域创新能力对地方银行稳定的影响更大也更显著。区域创新能力增加会更加显著地增强城市商业银行稳定, 对农村商业银行稳定的影响较弱也不显著。本文进一步分析区域创新能力对地方银行稳定的可能影响机制, 发现区域创新能力通过提高存款增速、降低收入多元化和非利息收入对地方银行稳定产生影响。

为解决基准模型可能存在的内生性问题, 本文使用面板工具变量两阶段最小二乘估计 (IV-2SLS) 固定效应模型进行回归, 选用城市宽带接入用户数作为工具变量。为进一步降低对因果识别问题的关注, 我们使用倾向得分匹配 (PSM) 估计分析区域创新能力对地方银行稳定的处理效应。此外, 我们使用解释变量和控制变量的滞后一期进行回归, 以避免可能存在的因果关系导致的内生性问题。为增强基准模型回归结果的稳定性, 我们分别使用不同年限移动均值和标准差计算得到的 Z 值, 作为不同的银行稳定代理变量。我们使用城市发明专利申请量、实用新型申请量和外观设计申请量, 以及城市发明授权量、实用新型授权量和外观设计授权量, 作为城市创新能力代理变量。由于地区专利申请量和授权量是非连续变量, 我们使用泊松计数模型进行稳健性检验。此外, 我们还将研究样本划分为危机时期和正常时期进行稳健性检验。我们发现, 基于不同银行稳定代理变量、不同区域创新能力代理变量、不同估计方法和不同样本时间段, 所得回归结果与基准模型基本保持一致。

本文在宏观环境影响微观主体的分析框架下, 研究区域创新能力对地方银行稳定的影响, 可能在以下三个方面丰富已有文献: 第一, 关于宏观环境对银行风险承担的研究已经存在大量文献, 但几乎没有文献探讨区域创新能力与银行稳定的关系, 尤其是对相关影响机制的分析严重不足, 本文拓展了银行风险承担行为的研究。第二, 关于区域创新在总体上如何影响地区金融机构风险的研究几乎不可见, 本文丰富了区域创新在总体上对微观经济主体影响的研究。第三, 在异质性分析方面, 由于所在地区产权制度、契约制度等制度环境的不同, 我们考察区域创新能力对地方银行稳定性的差异, 为不同制度环境的作用提供微观层面的新证据。

本文其余部分的结构如下: 第二部分是理论分析与研究假设; 第三部分是研究设计, 包括变量说明、模型设定和样本选择; 第四部分是实证结果与分析, 包括基准模型回归结果、进一步分析和影响机制分析; 第五部分是稳健性检验, 包括内生性检验和进一步检验; 最后是总结和相关政策建议。

二、理论分析与研究假设

宏观环境对微观商业银行风险承担的研究, 一直以来都是学术界关注的热点, 2008 年国际金融危机后尤其如此。现有文献主要从货币政策 (Kishan et al., 2012; Valencia, 2014; Paligorova and Santos, 2017; Dell’Ariccia et al., 2017; 张雪兰和何德旭, 2010; 江曙霞, 2012; 王晋斌和李博, 2017)、宏观审慎监管 (Borio and Zhu, 2008; Gauthier et al., 2012; Claessens et al., 2013; Guidara et al., 2013;

Shim, 2013; 张琳和廉永辉, 2015)、微观审慎监管 (Vallascas and Hagendorff, 2013; Kiema and Jokivuolle, 2014; Dermine, 2015; Schliephake, 2016; 代军勋和陶春喜, 2016; 范小云和廉永辉, 2016)、利率市场化 (田国强等, 2016)、法律保护水平 (张健华和王鹏, 2012)、地方市场化 (尹志超等, 2014)、互联网金融发展 (刘忠璐, 2016)、媒体 (金智和赖黎, 2014; Smales, 2016)、宗教信仰 (Adhikari and Agrawal, 2016)等方面, 探讨宏观环境变化对微观银行稳定的影响。

区域是技术创新的重要载体, 也是创新体系中必不可少的角色 (王建民和王艳涛, 2015)。在 Freeman (1987) 和 Nelson (1993) 提出国家创新体系以后, Cooke et al. (1998) 在有关国家创新系统研究的基础上, 发展区域创新系统的概念, 从演化经济学的视角理解发展系统创新的区域潜力。此后, 区域创新能力研究获得学术界的广泛关注, 相关理论和实证研究不断涌现。区域创新能力是指区域创新网络利用和更新现有资源配置的能力, 以在不断变化的环境中通过创新活动创造可持续的竞争优势 (Tura and Harmaakorpi, 2005)。区域创新能力蕴含一个地区所能够表达的实际的和潜在的整体创新能力, 包括区域级别的创新动态, 也包括旨在利用当地知识资源的政策和管理行动所推动的创新动态 (Schiuma and Lerro, 2008)。区域创新能力也是产生新的知识并创造商业机会的潜在能力, 与本地区的经济环境和制度环境高度相关, 这种能力由于地区间存在的异质性而不能被模仿和复制 (Romijn et al., 2002; González-Pernía et al., 2012)。

“创造性破坏”是经济增长的动力源泉, 技术创新对于地区乃至国家的增长至关重要 (Schumpeter, 1934; Solow, 1957)。经济增长的源泉是技术创新引致的生产力持续提升 (Romer, 1986, 1990)。Cameron (1996) 发现, 创新对经济增长有重大贡献, 在企业、行业和国家之间存在显著的溢出效应, 但是这些溢出效应往往是局部的。内生经济增长理论认为区域创新能力和技术进步是导致区域经济差距的根本所在 (Grossman and Helpman, 1994)。区域创新能力的提高, 有助于提升地区全要素生产率, 持续优化产业结构, 提升地区竞争力水平, 实现更高效益的经济增长。由于商业银行的顺周期特征, 更高效益的区域经济增长, 意味着风险更低和稳定性更强的地方银行。基于此分析得到以下假设:

假设 1: 区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定。

假定区域创新能力增加会增强地方银行稳定, 在好的制度环境中, 地方银行可以利用制度形成的良好社会关系, 更进一步增强区域创新能力对地方银行稳定性的影响; 在差的制度环境中, 地方银行可能受限于缺乏良好制度环境的保障, 难以化解可能存在的经济金融风险, 从而减弱区域创新能力对地方银行稳定的促进作用。良好的制度为合同的执行保驾护航, 为经济活动的开展提供保障 (Acemoglu and Johnson, 2005)。契约制度会影响金融中介的发展, 而产权制度有助于长期金融发展和经济增长 (Stulz, 2005; Acemoglu and Johnson, 2005)。虽然两种制度之间存在差异, 但良好的制度环境对于区域创新能力促进地方银行稳定的影响应该是一致的。

无论是城市商业银行还是农村商业银行, 均属于地方金融机构, 地方政府均持有股份, 同时, 地方政府也具有对城市商业银行人事安排的主导权。地方政府可能利用拥有的权力干预地方银行的贷款行为。然而, 在产权制度较强的地区, 政府的不当干预会受到限制, 此时, 银行会考虑自身的风险承担水平和能力, 不会毫无限制地向地方政府提供大规模的贷款, 可以更加主动地控制自身的风险水平, 有助于增强区域创新对银行稳定的促进作用。在契约制度较强的地区, 良好的法律和司法体系会维护银行的正当权益, 减少银行对借款者违约的担心, 在增加银行提供信贷信心的同时, 也会降低贷款者违约的可能, 从而可以有效降低信贷活动的成本, 对于区域创新对银行稳定的影响起到润滑的作用。基于此分析得到以下假设:

假设 2: 在产权制度较强的地区, 区域创新能力增加会更加显著地增强地方银行稳定。

假设 3: 在契约制度较强的地区, 区域创新能力增加会更加显著地增强地方银行稳定。

一般而言,城市商业银行的前身是城市信用社,主要分布在城市核心区,营业网点以市区为主,为作为创新主体的企业提供金融支持。农村商业银行的前身是农村信用社,主要分布在乡镇,营业网点以农村为主,为社员提供金融服务,服务“三农”,支持新农村建设。在分支机构市场准入方面,2009年,银监会放松了城市商业银行在同城设立支行的数量限制,但直到2016年,银监会才开始支持优质农村商业银行在所在地市范围内以及经济欠发达地区的县域设立分支机构。总体而言,城市商业银行的资产规模大于农村商业银行,具有更好的业务服务能力,对于区域企业的信贷支持也更大。此外,由于城区的创新能力强于农村,因此,城市商业银行受到区域创新的影响更为显著,农村商业银行由于机构网点和服务对象的限制反而较弱。基于此分析得到以下假设:

假设4:区域创新能力增加会更加显著地增强城市商业银行稳定,对农村商业银行稳定的影响较弱。

利润是成功创新的额外奖励(Schumpeter,1934),作为创新主体的企业会将利润存入商业银行或其他金融机构。传统存款理论认为,存款是商业银行最主要的资金来源,也是保障银行流动性和经营安全的前提。企业存款增加会增强商业银行的稳定性(Martinez Peria and Schmukler,2001; Haq et al.,2014)。银行利用企业存款进行放贷,赚取存贷款之间的利差作为利润主要来源,这会降低银行的非利息收入。随着非利息收入程度的降低,银行要承担的风险更小,银行稳定性会提高(Lepetit et al.,2008; Brunnermeier et al.,2012)。此外,由于非利息收入的降低,银行的收入多元化也会由此受到限制。来自不同活动的收入多元化水平的下降,会降低银行的系统性风险,增强银行自身的稳定性(Baele et al.,2007)。因此,随着区域创新能力的提高,作为创新主体的企业的利润增加,会增强地方银行实现自身稳健经营的目标。基于此分析得到以下假设:

假设5:区域创新能力通过提高存款增速、降低收入多元化和非利息收入对地方银行稳定产生影响。

三、研究设计

在本部分,我们首先对本文使用的主要变量进行说明,给出相关变量的定义和描述性统计。为分析区域创新能力对银行稳定的影响,我们给出基准模型并进行说明。本文选取地方商业银行作为研究对象,并对初始样本进行处理。

(一)变量说明

1. 银行稳定的代理变量。借鉴Laeven and Levine(2009)的做法,我们选用Z值衡量地方商业银行的稳定性,具体计算公式如下:

$$Z = \ln((ROA + EquityToAsset)/SDROA) \quad (1)$$

如公式(1)所示,我们使用两种方法计算Z值,方法一是计算Z-score,其中,ROA是资产利润率的3年移动均值,EquityToAsset是资本资产比率的3年移动均值,SDROA是资产利润率的标准差;方法二是计算Z-index,其中,ROA是当期资产利润率,EquityToAsset是当期资本资产比率,SDROA是资产利润率的标准差。我们对Z值取自然对数,以避免尖峰后尾的性质对回归结果的影响。Z值数值越大,表明地方银行面临的违约风险越小,银行稳定性越强。

2. 核心解释变量。区域创新可以从创新投入和创新产出两个视角进行度量,使用研发支出、人数和项目数等创新投入端指标有其局限性,只能衡量社会资源的投入情况,不能较好地衡量创新效率和创新质量(Lerner et al.,2011)。运用区域专利申请和专利授权等创新产出指标,可以更好地衡量区域创新产出水平和能力,同时,具有较高的数据质量和可获得性。因此,我们使用寇宗来和刘学悦(2017)提供的城市创新指数作为区域创新能力的代理变量,该指数在考虑不同年龄的专利

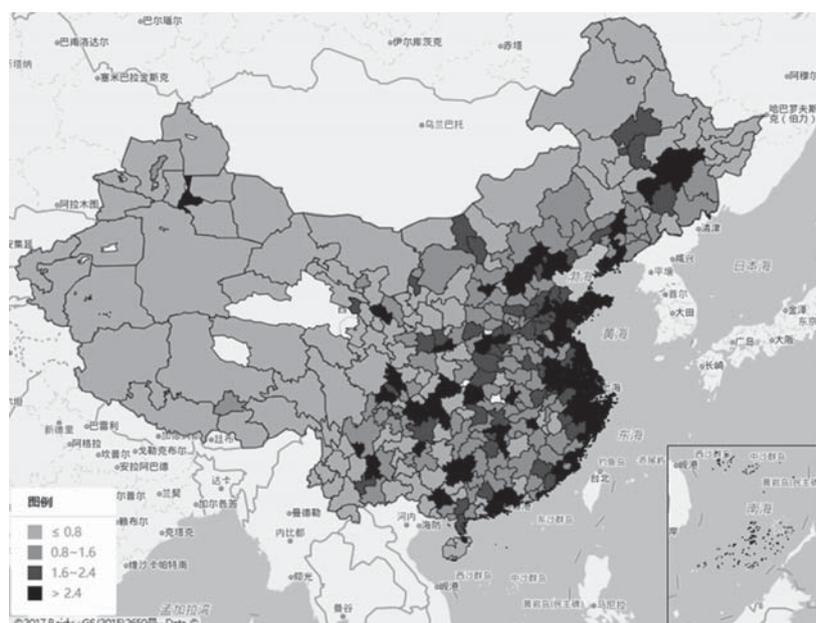


图1 2016年中国区域创新能力分布图：以城市创新指数为例

注：本图使用地图慧(dituhui.com)在线制作,使用城市创新指数进行自然对数化处理后的数据。

资料来源：寇宗来和刘学悦(2017)及作者计算。

地图审图号：GS(2015)2650号。

价值差异的基础上,使用专利更新模型估计发明授权专利价值,并加总单个专利价值到城市层面,从而获得城市创新能力指数。为增强回归结果的稳健性,我们同时使用中国研究数据服务平台(CNRDS)提供的地级市专利申请量和专利授权量。参照既有文献对专利数量的处理方法,我们对城市创新指数、专利申请量和专利授权量进行自然对数化处理。近年来,中国各地区创新能力普遍增强,但区域间创新能力的差异也愈加显著,以发明专利作为度量的创新产出在空间上表现出日趋集聚的态势(李习保,2007)。如图1所示,2016年中国区域创新能力分布图,中国的创新在区域分布上非常不平衡,基本上呈现出东部沿海集聚、中部地区散落和西部地区微弱的态势。

3. 控制变量。为避免遗漏变量的影响,我们参考张健华和王鹏(2012)、Jiang et al. (2017),控制一系列的商业银行特征变量和宏观经济变量。本文使用的银行特征变量包括总资产规模(*TotalAssets*)、资本资产比率(*EquityToAsset*)、存款资产比(*DepositToAsset*)和贷款资产比(*LoanToAsset*),宏观经济变量是GDP同比增速(*GDPG*)。一般而言,银行的资产规模、存款资产比和资本资产比率越大,贷款资产比越小,宏观经济增速越高,地方银行稳定性越强。为防止其他不可观察因素对银行风险的影响,我们也对年份固定效应、省份固定效应和银行类型固定效应进行控制。

表1是本文主要变量的符号及含义,表2给出这些变量的描述性统计。如表2所示,我们根据城市创新指数(*Innovation*)是否超过当年所有城市创新指数的中位数,将样本划分为低创新组和高创新组,分别赋值为0和1,并根据是否为高创新组进行均值差异检验。检验结果表明,地方银行稳定性(*Z-score*、*Z-index*)、区域创新能力(*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*)均表现出高度的一致性,即高创新组平均值均在1%的水平上显著大于低创新组平均值。更重要的是,我们发现更高的区域创新能力对应着更强的地方银行稳定性。因此,初步分析表明区域创新能力可能会增强地方银行稳定。此外,所有控制变量的均值差异检验结果均在1%的水平上显著,初步说明本文选择的控制变量是合理的。

表 1 主要变量定义

变量名称	具体说明
被解释变量	
<i>Z-score</i>	$\text{Ln}(\text{资产利润率与资本资产比率 3 年移动均值之和}/\text{资产利润率标准差})$
<i>Z-index</i>	$\text{Ln}((\text{资产利润率} + \text{资本资产比率})/\text{资产利润率 3 年移动标准差})$
解释变量	
<i>Innovation</i>	$\text{Ln}(\text{城市创新指数} + 1)$
<i>PatentApply</i>	$\text{Ln}(\text{城市专利申请量} + 1)$
<i>PatentGrant</i>	$\text{Ln}(\text{城市专利授权量} + 1)$
<i>PatentInva</i>	$\text{Ln}(\text{城市发明申请量} + 1)$
<i>PatentUma</i>	$\text{Ln}(\text{城市实用新型申请量} + 1)$
<i>PatentDesa</i>	$\text{Ln}(\text{城市外观设计申请量} + 1)$
<i>PatentInvg</i>	$\text{Ln}(\text{城市发明授权量} + 1)$
<i>PatentUmg</i>	$\text{Ln}(\text{城市实用新型授权量} + 1)$
<i>PatentDesg</i>	$\text{Ln}(\text{城市外观设计授权量} + 1)$
控制变量	
<i>TotalAssets</i>	银行总资产规模的虚拟变量,总资产大于当年样本中值赋值为 1,否则为 0
<i>DepositToAsset</i>	银行存款总额/总资产
<i>LoanToAsset</i>	银行贷款总额/总资产
<i>EquityToAsset</i>	银行资本资产比率,即股东权益比总资产
<i>GDPG</i>	银行所在城市 GDP 同比增速
其他变量	
<i>Web</i>	$\text{Ln}(\text{城市宽带接入用户数(千户)})$
<i>DepositGrowth</i>	银行存款总额/总资产的年度增长率
<i>IncomeDiversity</i>	收入多元化 = $1 - (\text{利息净收入} - \text{非利息收入})/\text{营业收入} $
<i>NoninterestIncomeRatio</i>	非利息收入占比 = 非利息收入/营业收入
<i>NoninterestToNetinterest</i>	非利息收入/利息净收入

表 2 主要变量描述性统计

列	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
样本	全样本				低创新组	高创新组
变量	样本量	平均值	中位数	标准差	平均值	平均值
<i>Z-score</i>	1175	3.299	3.221	0.536	3.227	3.356***
<i>Z-index</i>	1175	3.963	3.905	0.868	3.813	4.080***
<i>Innovation</i>	1175	2.477	2.379	1.421	1.260	3.427***
<i>PatentApply</i>	1175	8.534	8.631	1.571	7.179	9.592***
<i>PatentGrant</i>	1175	8.333	8.413	1.574	6.998	9.374***
<i>PatentInva</i>	1175	7.309	7.438	1.691	5.872	8.431***
<i>PatentUma</i>	1175	7.713	7.790	1.490	6.438	8.708***
<i>PatentDesa</i>	1175	6.706	6.714	1.875	5.250	7.842***
<i>PatentInvg</i>	1175	6.150	6.213	1.719	4.673	7.302***

续表

列	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
样本	全样本				低创新组	高创新组
变量	样本量	平均值	中位数	标准差	平均值	平均值
<i>PatentUmg</i>	1175	7.771	7.863	1.503	6.512	8.753***
<i>PatentDesg</i>	1175	6.805	6.846	1.884	5.349	7.941***
<i>TotalAssets</i>	1175	0.644	1.000	0.479	0.404	0.832***
<i>DepositToAsset</i>	1175	0.739	0.744	0.112	0.750	0.731***
<i>LoanToAsset</i>	1175	0.463	0.472	0.107	0.451	0.472***
<i>EquityToAsset</i>	1175	0.072	0.070	0.019	0.074	0.069***
<i>GDPG</i>	1175	0.098	0.095	0.035	0.094	0.101***
<i>Web</i>	1141	6.880	6.914	0.885	6.177	7.434***
<i>DepositGrowth</i>	1168	-0.028	-0.021	0.081	-0.031	-0.026
<i>IncomeDiversity</i>	1175	0.342	0.273	0.265	0.378	0.314***
<i>NoninterestIncomeRatio</i>	1175	0.197	0.140	0.180	0.232	0.170***
<i>NoninterestToNetinterest</i>	1175	0.355	0.159	0.566	0.467	0.268***

注：根据城市创新指数 (*Innovation*) 是否超过当年所有城市创新指数的中位数，将样本划分为低创新组和高创新组，分别赋值为 0 和 1，并根据是否为高创新组进行均值差异检验，*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

(二) 模型设定

为分析区域创新对地方银行稳定的影响，本文使用 OLS 估计方法建立如下基准模型：

$$Stability_{bt} = \delta + \beta_0 \cdot Innovation_{bt} + \gamma' \cdot X_{bt} + \theta_t + \theta_p + \theta_s + \varepsilon_{bt} \quad (2)$$

其中，被解释变量 $Stability_{bt}$ 表示地方银行 b 在时期 t 的稳定性，在基准模型中我们使用取自然对数的 Z 值 (*Z-score*, *Z-index*) 作为代理变量。核心解释变量 $Innovation_{bt}$ 表示区域创新能力，用城市创新指数 (*Innovation*)、专利申请量 (*PatentApply*) 和专利授权量 (*PatentGrant*) 进行表示。控制变量 X_{bt} 包括银行层面的总资产虚拟变量 (*TotalAssets*)、资本资产比率 (*EquityToAsset*)、存款资产比 (*DepositToAsset*) 和贷款资产比 (*LoanToAsset*)，地区层面控制变量是 GDP 同比增速 (*GDPG*)。 θ_t 是地方银行年份效应， θ_p 是地方银行省份效应， θ_s 是地方银行类型效应，包括城市商业银行和农村商业银行， δ 是截距项， ε_{bt} 是残差项。为检验区域创新对地方银行稳定的影响，我们把注意力放在 β_0 的符号方向以及显著性水平。在回归结果中，我们报告异方差稳健标准误并在地方银行层面进行聚类。

(三) 样本选择

本文选取 2004–2016 年中国 139 个城市的 235 家地方商业银行作为研究样本。区域创新数据来源于寇宗来和刘学悦 (2017) 以及中国研究数据服务平台 (CNRDS)，其他数据均来源于万得 (Wind) 数据库、全球银行和金融机构分析 (BankScope) 数据库以及中国地方商业银行年报。我们对初始样本进行如下处理：(1) 考虑到本文研究的对象，剔除国有商业银行、股份制商业银行、政策性银行和外资法人银行；(2) 为计算商业银行稳定性指标 Z 值，剔除资产利润率和资本资产比率数据连续期少于 3 年的银行；(3) 剔除基准模型所用变量存在缺失值的银行样本；(4) 为消除离群值对回归结果的影响，我们对选用变量在上下 1% 分位点进行缩尾处理。原始数据样本时间是 2002–2016 年，由于使用三年移动均值和标准差计算 Z 值，要损失最初的两年数据，所以本文样本时间范围是 2004–2016 年。

研究样本中 139 个城市包括 4 个直辖市、14 个副省级城市和 121 个地级市。按照中国银监会的分类标准,235 家样本商业银行包括 114 家城市商业银行和 121 家农村商业银行,历年地方银行样本数量如表 3 所示。截至 2016 年底,本文选取样本的银行总资产占有所有地方商业银行总资产的比例为 77.81%,占银行业金融机构总资产的比例为 16.25%。因此,本文选取的地方银行样本覆盖中国主要地方银行,是一个具有代表性的研究样本。为避免潜在的样本选择问题,由于银行样本均值年限是 5 年,我们也对剔除所有变量连续期少于 3 年和 5 年的银行样本分别进行检验,本文主要结论保持稳健。此外,在对所有变量在上下 5% 分位点进行缩尾处理,发现回归结果与本文主要结论保持一致。

表 3 地方银行样本

年份	城市商业银行	农村商业银行	合计
2004	5	0	5
2005	6	0	6
2006	9	1	10
2007	10	2	12
2008	19	4	23
2009	62	7	69
2010	74	12	86
2011	86	21	107
2012	91	26	117
2013	99	36	135
2014	109	64	173
2015	113	98	211
2016	113	108	221
合计	796	379	1175

四、实证结果与分析

为研究区域创新能力对地方银行稳定的具体影响,我们在对基准模型进行分析的基础上,从产权制度、契约制度和银行类型等方面对基准模型进行异质性分析,并从存款增速、收入多元化和非利息收入等因素探讨可能的影响机制。

(一) 基准模型

我们对基准模型的方程(2)进行回归,所得结果如表 4 所示,经检验模型(1)-(6)中各变量的方差膨胀因子 VIF 最大值均不超过 8,可以认为基准模型中不存在多重共线性问题。在表 4 中,我们分别使用 Z 值两种计算方法(*Z-score*、*Z-index*)作为被解释变量,使用城市创新指数(*Innovation*)、专利申请量(*PatentApply*)和专利授权量(*PatentGrant*)作为核心解释变量。所得结果表明区域创新能力与银行稳定存在显著的正相关关系,即区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定。

模型(1)给出城市创新能力指数(*Innovation*)对地方银行稳定(*Z-score*)的回归结果。由模型(1)可知,解释变量 *Innovation* 系数为 0.1006,且在 1% 的水平上显著,说明城市创新指数与地方银行稳定存在显著的正相关关系,城市创新指数每提高 1 个单位,地方银行稳定性增强约 10%。因

此,无论是统计意义还是经济意义,区域创新能力对地方银行稳定的促进作用均十分显著,这证实了假设1。模型(2)和(3)分别给出城市专利申请量(*PatentApply*)和专利授权量(*PatentGrant*)对地方银行稳定的回归结果,城市专利申请量和专利授权量均与地方银行稳定存在显著的正相关关系,城市专利申请量或城市专利授权量每提高1个单位,地方银行稳定性增强约10%,所得结果与模型(1)完全保持一致。为增强回归结果稳健性,我们在模型(4)、(5)和(6)中使用Z值的不同计算方法*Z-index*进行回归,所得结果与使用*Z-score*完全保持一致。

从控制变量的符号及显著性水平来看,在表4所有模型中,资本资产比率(*EquityToAsset*)与地方银行稳定均在1%的水平上显著正相关,这与表2主要变量描述性统计的均值差异检验所得结果保持一致。这说明资本资产比率越高,地方银行稳定性越强,结论符合资本缓冲理论,即商业银行的资本可以吸收不利冲击并增强自身稳定性(Liang et al.,2017)。在表4中我们使用异方差稳健标准误并在银行层面进行聚类,并对控制变量、时间效应、省份效应和类型效应均进行控制。总之,假设1成立,区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定,区域创新能力每提高1个单位,地方银行稳定性增强约10%。

表4 基准模型

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>Z-score</i>			<i>Z-index</i>		
<i>Innovation</i>	0.1006*** (0.0299)			0.1291*** (0.0344)		
<i>PatentApply</i>		0.0939*** (0.0257)			0.1095*** (0.0303)	
<i>PatentGrant</i>			0.0916*** (0.0253)			0.1079*** (0.0299)
<i>TotalAssets</i>	-0.1711** (0.0713)	-0.1592** (0.0684)	-0.1541** (0.0682)	0.0310 (0.0881)	0.0590 (0.0825)	0.0637 (0.0818)
<i>EquityToAsset</i>	5.9709*** (1.5874)	5.8798*** (1.5790)	5.7523*** (1.5808)	6.1129*** (1.9177)	5.9624*** (1.9301)	5.8155*** (1.9274)
<i>DepositToAsset</i>	0.0137 (0.3338)	0.0316 (0.3290)	0.0171 (0.3298)	-0.1111 (0.4438)	-0.1045 (0.4476)	-0.1200 (0.4488)
<i>LoanToAsset</i>	-0.3615 (0.4198)	-0.4001 (0.4102)	-0.3893 (0.4089)	0.3745 (0.5480)	0.3457 (0.5532)	0.3563 (0.5536)
<i>GDPG</i>	-0.3390 (1.0193)	-0.1303 (0.9951)	-0.1336 (0.9960)	0.2525 (1.6962)	0.5607 (1.6777)	0.5527 (1.6804)
常数项	3.2253*** (0.5782)	2.6430*** (0.6027)	2.7087*** (0.5996)	4.1231*** (0.6036)	3.4726*** (0.6464)	3.5402*** (0.6392)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2706	0.2737	0.2712	0.1446	0.1430	0.1420
样本数	1175	1175	1175	1175	1175	1175
银行数	235	235	235	235	235	235

注:本表使用OLS模型,表内数字为变量的回归系数,对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

(二) 进一步分析

由于所在地区产权制度、契约制度和银行类型的不同,都会造成不同地方银行稳定性的差异,我们对基准模型进行异质性分析,根据不同的标准来划分样本。如表 5-表 7 所示,模型(1)-(6)的被解释变量均是 *Z-score*,我们也使用 *Z-index* 以增强回归结果的稳健性,所得结果基本保持一致。

1. 不同制度环境地区

本文合并使用 1997-2009 年市场化指数(樊纲等,2010)和 2008-2014 年市场化指数(王小鲁等,2017),刻画地区产权制度和契约制度的相对进程。其中,2004-2007 年数据使用前者,2008-2014 年使用后者,虽然基期的变化使得数据有偏差,但这种偏差并不大,而且由于我们分为高低两组进行检验,新老指数偏差对回归结果的影响会更小。由于地区排名每年变化不大,2015-2016 年数据使用 2014 年进行填补。我们使用“政府与市场关系”评分作为产权制度的代理变量,“市场中中介组织的发育和法律制度环境”评分作为契约制度的代理变量。我们按照产权制度进行分组检验,定义当银行所在省份评分大于当年样本中值时为强产权制度地区,赋值为 1;反之则是弱产权制度地区,赋值为 0。同理,契约制度也按此方法进行分组划分。

我们使用自体抽样(Bootstrap)检验组间区域创新能力(*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*)系数差异的显著性(Efron and Tibshirani,1993;连玉君等,2010)。原假设是组间系数的估计值不存在显著性差异,即 $d_0 = 0$ 。通过自体抽样 1000 次计算出的经验 p 值,表示实际观察到的组间系数差异可能出现的概率。以区域产权制度为例的计算步骤如下所示:(1)假设来自弱产权制度地方银行数量是 n_1 ,强产权制度地方银行数量是 n_2 ,则共有 $n = n_1 + n_2$ 家样本银行,并将弱强两组的样本银行进行混合;(2)每一次模拟中,在 n 家样本银行中有放回随机抽取 n_1 和 n_2 家银行,分别定义为弱组和强组;(3)分别估计弱强两组的系数值,它们的系数差异记为 d_i ;(4)对第二步和第三步反复进行 k 次(本文 $k = 1000$)随机抽样,从而得到 $d_i (i = 1, 2, \dots, k)$ 大于实际系数差异 $d_0 = 0$ 的百分比,即可以获得经验 p 值。经验 p 值与传统检验的 p 值含义相同。

如表 5 所示,模型(1)、(3)和(5)使用的是解释变量分别为城市创新指数(*Innovation*)、专利申请量(*PatentApply*)和专利授权量(*PatentGrant*)的弱产权制度地方银行样本,模型(2)、(4)和(6)使用的是对应的强产权制度地方银行样本。从表 5 中区域创新能力(*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*)系数可以看出,当采用产权制度作为分组依据时,强组均至少在 5% 的水平上显著,即在产权制度较强的地区,区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定。同时,强产权制度地区的区域创新能力的系数大于弱产权制度地区,且分别分布在基准模型系数均值(0.1054)的上下两侧。为进一步验证上述差异在统计意义上的显著性,经由 Bootstrap 法计算得到的经验 p 值分别为 0.001、0.000 和 0.000,均至少在 1% 水平上显著,即组间系数的估计值存在显著性差异。总之,上述结果支持假设 2,在产权制度较强的地区,区域创新能力增加,会更加显著地增强地方银行稳定。

表 5 进一步分析:弱产权制度地区与强产权制度地区

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>Z-score</i>					
子样本	弱	强	弱	强	弱	强
<i>Innovation</i>	0.0435 (0.0376)	0.1399** (0.0556)				
<i>PatentApply</i>			0.0513 (0.0316)	0.1436** (0.0564)		

续表

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>Z-score</i>					
子样本	弱	强	弱	强	弱	强
<i>PatentGrant</i>					0.0479 (0.0320)	0.1448*** (0.0547)
<i>TotalAssets</i>	-0.1583** (0.0773)	-0.1327 (0.1153)	-0.1754** (0.0779)	-0.0949 (0.1057)	-0.1704** (0.0780)	-0.0918 (0.1050)
<i>EquityToAsset</i>	6.7612*** (2.1366)	5.4868** (2.3860)	6.8656*** (2.1077)	5.4016** (2.3773)	6.7631*** (2.1041)	5.3149** (2.3867)
<i>DepositToAsset</i>	-0.1447 (0.4169)	0.1940 (0.5767)	-0.1492 (0.4164)	0.3455 (0.5741)	-0.1602 (0.4181)	0.3299 (0.5780)
<i>LoanToAsset</i>	-0.0808 (0.5118)	-0.5527 (0.7350)	-0.0806 (0.5073)	-0.6991 (0.7341)	-0.0631 (0.5093)	-0.7121 (0.7384)
<i>GDPG</i>	-1.1788 (1.0606)	3.7648 (2.3853)	-1.1703 (1.0380)	4.5230* (2.3052)	-1.1462 (1.0353)	4.4438* (2.3166)
常数项	1.3407*** (0.3283)	2.7613*** (0.6481)	1.0684*** (0.3388)	1.6957** (0.6837)	1.1142*** (0.3363)	1.7460** (0.6730)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
经验 p 值	0.001***		0.000***		0.000***	
R ²	0.3436	0.2321	0.3484	0.2295	0.3467	0.2279
样本数	576	599	576	599	576	599
银行数	126	127	126	127	126	127

注：本表使用 OLS 模型，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。经验 p 值用于检验组间区域创新能力 (*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*) 系数差异的显著性，通过自体抽样 (Bootstrap) 1000 次取得。

如表 6 所示，模型 (1)、(3) 和 (5) 使用的是解释变量分别为城市创新指数 (*Innovation*)、专利申请量 (*PatentApply*) 和专利授权量 (*PatentGrant*) 的弱契约制度地方银行样本，模型 (2)、(4) 和 (6) 使用的是对应的强契约制度地方银行样本。从表 6 中区域创新能力 (*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*) 系数可以看出，当采用契约制度作为分组依据时，强组均至少在 5% 的水平上显著，即在契约制度较强的地区，区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定。同时，强契约制度地区的区域创新能力的系数大于弱契约制度地区，且分别分布在基准模型系数均值 (0.1054) 的上下两侧。为进一步验证上述差异在统计意义上的显著性，经由 Bootstrap 法计算得到的经验 p 值分别为 0.003、0.002 和 0.000，均至少在 1% 水平上显著，即组间系数的估计值存在显著性差异。总之，上述结果支持假设 3，在契约制度较强的地区，区域创新能力增加，会更加显著地增强地方银行稳定。

表 6 进一步分析:弱契约制度地区和强契约制度地区

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z-score					
子样本	弱	强	弱	强	弱	强
<i>Innovation</i>	0.0480 (0.0372)	0.1296** (0.0501)				
<i>PatentApply</i>			0.0515 (0.0314)	0.1258*** (0.0478)		
<i>PatentGrant</i>					0.0473 (0.0310)	0.1304*** (0.0478)
<i>TotalAssets</i>	-0.1277* (0.0709)	-0.1548 (0.1221)	-0.1384* (0.0700)	-0.1097 (0.1135)	-0.1331* (0.0699)	-0.1103 (0.1126)
<i>EquityToAsset</i>	7.2069*** (2.1827)	6.1809** (2.5012)	7.1102*** (2.1618)	6.2518** (2.5085)	7.0177*** (2.1680)	6.2062** (2.5166)
<i>DepositToAsset</i>	0.4784 (0.4125)	-0.5256 (0.5568)	0.4486 (0.4085)	-0.3406 (0.5526)	0.4407 (0.4091)	-0.3451 (0.5546)
<i>LoanToAsset</i>	-0.7028 (0.5112)	0.0570 (0.6051)	-0.6670 (0.4979)	-0.1588 (0.6155)	-0.6598 (0.4971)	-0.1673 (0.6147)
<i>GDPG</i>	-1.5253 (0.9376)	4.2646 (2.7030)	-1.5702* (0.9296)	5.1678** (2.5797)	-1.5321 (0.9291)	5.1078** (2.5798)
常数项	1.3190*** (0.2908)	1.7438** (0.7239)	1.0886*** (0.3242)	0.7876 (0.6874)	1.1296*** (0.3156)	0.8373 (0.6936)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
经验 p 值	0.003***		0.002***		0.000***	
R ²	0.3198	0.2583	0.3229	0.2549	0.3210	0.2559
样本数	583	592	583	592	583	592
银行数	125	139	125	139	125	139

注:本表使用 OLS 模型,表内数字为变量的回归系数,对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。经验 p 值用于检验组间区域创新能力 (*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*) 系数差异的显著性,通过自体抽样(Bootstrap)1000 次取得。

2. 不同地方银行类型

如表 7 所示,模型(1)、(3)和(5)使用的是解释变量分别为城市创新指数 (*Innovation*)、专利申请量 (*PatentApply*) 和专利授权量 (*PatentGrant*) 的农村商业银行样本,模型(2)、(4)和(6)使用的是对应的城市商业银行样本。从表 7 中区域创新能力 (*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*) 系数可以看出,当采用地方银行类型作为分组依据时,城市商业银行均在 1% 的水平上显著,即区域创新能力增加会显著增强城市商业银行稳定。同时,区域创新能力对城市商业银行影响的系数大于对农村商业银行影响的系数,且分别分布在基准模型系数均值(0.1054)的上下两侧。为进一步验证上述差异在统计意义上的显著性,经由 Bootstrap 法计算得到的经验 p 值分别为 0.034、0.001 和 0.001,均至少在 5% 水平上显著,即组间系数的估计值存在显著性差异。总之,上述结果支持假设 4,区域创新能力增加会更加显著地增强城市商业银行稳定,对农村商业银行稳定的影响较弱。

表 7 进一步分析：农村商业银行与城市商业银行

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z-score					
子样本	农村	城市	农村	城市	农村	城市
<i>Innovation</i>	0.0612 (0.0453)	0.1215 *** (0.0398)				
<i>PatentApply</i>			0.0249 (0.0427)	0.1168 *** (0.0321)		
<i>PatentGrant</i>					0.0288 (0.0429)	0.1143 *** (0.0308)
<i>TotalAssets</i>	-0.0755 (0.1160)	-0.0808 (0.0806)	-0.0046 (0.1134)	-0.0855 (0.0779)	-0.0098 (0.1111)	-0.0807 (0.0780)
<i>EquityToAsset</i>	6.6168 * (3.4574)	7.2986 *** (1.9942)	6.7771 * (3.4507)	7.0209 *** (1.9573)	6.7610 * (3.4606)	6.8421 *** (1.9461)
<i>DepositToAsset</i>	1.1790 * (0.6532)	-0.0329 (0.3398)	1.2657 * (0.6454)	-0.0236 (0.3330)	1.2531 * (0.6417)	-0.0392 (0.3334)
<i>LoanToAsset</i>	-1.3816 (1.0543)	-0.4296 (0.5033)	-1.4682 (1.0453)	-0.3865 (0.4846)	-1.4670 (1.0433)	-0.3652 (0.4812)
<i>GDPG</i>	6.5119 * (3.3141)	-1.9952 ** (0.9998)	7.1714 ** (3.4562)	-1.8949 ** (0.9526)	7.1463 ** (3.4435)	-1.8942 ** (0.9513)
常数项	0.4550 (0.8394)	2.2912 *** (0.3190)	0.0518 (0.8459)	1.6055 *** (0.3176)	0.0906 (0.8413)	1.7090 *** (0.3134)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
经验 p 值	0.034 **		0.001 ***		0.001 ***	
R ²	0.2604	0.3454	0.2538	0.3536	0.2543	0.3498
样本数	379	796	379	796	379	796
银行数	121	114	121	114	121	114

注：本表使用 OLS 模型，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。经验 p 值用于检验组间区域创新能力 (*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*) 系数差异的显著性，通过自体抽样 (Bootstrap) 1000 次取得。

(三) 影响机制

在本部分，我们进一步分析区域创新能力如何影响地方银行稳定。由于无法探讨所有可能的影响机制，我们选择存款增速、收入多元化和非利息收入等因素，检验区域创新能力影响地方银行稳定的潜在机制。

1. 存款增速

传统存款理论认为，存款是商业银行最主要的资金来源，也是保障银行流动性和经营安全的前提。存款增加会增强商业银行稳定性 (Martinez Peria and Schmukler, 2001; Haq et al., 2014)。如表 8 所示，模型 (1)、(2) 和 (3) 使用银行存款资产比的年度增长率 (*DepositGrowth*) 作为被解释变量，分别使用城市创新指数 (*Innovation*)、专利申请量 (*PatentApply*) 和专利授权量 (*PatentGrant*) 作为解释变量。从模型 (1)、(2) 和 (3) 的区域创新能力 (*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*) 系数可以看出，

在所有情况下,区域创新能力与地方银行存款增速均在 1% 的水平上显著正相关,即区域创新能力增加,会显著提高地方银行存款增速。因此,区域创新能力增强通过提高存款增速对地方银行稳定产生影响。

2. 收入多元化

来自不同活动的收入多元化会降低商业银行稳定性,加大银行的系统性风险(Baele et al., 2007)。参考 Goetz et al. (2016) 的做法,我们采用收入多元化来度量地方银行收入在利息收入和非利息收入之间的多元化程度,其中,收入多元化 = $1 - |(\text{利息净收入} - \text{非利息收入}) / \text{营业收入}|$ 。如表 8 所示,模型(4)、(5)和(6)使用收入多元化(*IncomeDiversity*)作为被解释变量,分别使用城市创新指数(*Innovation*)、专利申请量(*PatentApply*)和专利授权量(*PatentGrant*)作为解释变量。从模型(4)、(5)和(6)的区域创新能力(*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*)系数可以看出,在所有情况下,区域创新能力与地方银行收入多元化均至少在 10% 的水平上显著负相关,即区域创新能力增加,会显著降低地方银行的收入多元化。因此,区域创新能力增强通过降低收入多元化对地方银行稳定产生影响。

表 8 影响机制:存款增速和收入多元化

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>DepositGrowth</i>			<i>IncomeDiversity</i>		
<i>Innovation</i>	0.0068*** (0.0024)			-0.0262** (0.0119)		
<i>PatentApply</i>		0.0060*** (0.0021)			-0.0209** (0.0104)	
<i>PatentGrant</i>			0.0062*** (0.0021)			-0.0180* (0.0105)
<i>TotalAssets</i>	0.0016 (0.0060)	0.0028 (0.0058)	0.0027 (0.0058)	-0.0323 (0.0321)	-0.0395 (0.0306)	-0.0434 (0.0303)
<i>EquityToAsset</i>	0.3010* (0.1650)	0.2941* (0.1641)	0.2868* (0.1635)	-0.6493 (0.5563)	-0.6148 (0.5560)	-0.5821 (0.5560)
<i>DepositToAsset</i>	0.3752*** (0.0333)	0.3760*** (0.0328)	0.3756*** (0.0328)	-0.1525 (0.1510)	-0.1519 (0.1527)	-0.1453 (0.1526)
<i>LoanToAsset</i>	-0.1218*** (0.0433)	-0.1239*** (0.0431)	-0.1238*** (0.0431)	-0.3094* (0.1834)	-0.3060 (0.1857)	-0.3127* (0.1860)
<i>GDPG</i>	0.2253* (0.1328)	0.2402* (0.1315)	0.2386* (0.1312)	-0.2732 (0.5304)	-0.3405 (0.5381)	-0.3489 (0.5377)
常数项	-0.2416*** (0.0427)	-0.2777*** (0.0474)	-0.2751*** (0.0466)	0.7645*** (0.1901)	0.8851*** (0.2090)	0.8504*** (0.2077)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1735	0.1735	0.1738	0.1724	0.1708	0.1689
样本数	1168	1168	1168	1175	1175	1175
银行数	235	235	235	235	235	235

注:本表使用 OLS 模型,表内数字为变量的回归系数,对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

3. 非利息收入

随着非利息收入程度的提高,商业银行的风险加大、稳定性降低(Lepetit et al., 2008; Brunnermeier et al., 2012)。参考 Jiang et al. (2017)的做法,我们使用两种非利息收入代理变量,即非利息收入占比(*NoninterestIncomeRatio*)以及非利息收入与利息净收入比值(*NoninterestToNetinterest*)作为被解释变量。如表9所示,模型(1)、(2)和(3)我们使用非利息收入占比(*NoninterestIncomeRatio*)作为被解释变量,模型(4)、(5)和(6)使用非利息收入与利息净收入比值(*NoninterestToNetinterest*)作为被解释变量,同时,使用衡量区域创新能力的城市创新指数(*Innovation*)、专利申请量(*PatentApply*)和专利授权量(*PatentGrant*)作为解释变量。从表9中的区域创新能力(*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*)系数可以看出,在所有情况下,区域创新能力与地方银行非利息收入均在1%的水平上显著负相关,即区域创新能力增加,会显著降低地方银行的非利息收入。因此,区域创新能力增强通过降低非利息收入对地方银行稳定产生影响。

表9 影响机制:非利息收入

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>NoninterestIncomeRatio</i>			<i>NoninterestToNetinterest</i>		
<i>Innovation</i>	-0.0249*** (0.0081)			-0.0807*** (0.0246)		
<i>PatentApply</i>		-0.0224*** (0.0069)			-0.0758*** (0.0239)	
<i>PatentGrant</i>			-0.0206*** (0.0070)			-0.0715*** (0.0244)
<i>TotalAssets</i>	-0.0209 (0.0212)	-0.0248 (0.0201)	-0.0274 (0.0199)	-0.0402 (0.0592)	-0.0491 (0.0568)	-0.0560 (0.0563)
<i>EquityToAsset</i>	0.0862 (0.4493)	0.1112 (0.4469)	0.1439 (0.4473)	2.1469 (1.7049)	2.2183 (1.6891)	2.3256 (1.6926)
<i>DepositToAsset</i>	-0.1300 (0.1024)	-0.1332 (0.1045)	-0.1279 (0.1044)	-0.4593 (0.3304)	-0.4745 (0.3395)	-0.4594 (0.3390)
<i>LoanToAsset</i>	-0.4370*** (0.1285)	-0.4290*** (0.1289)	-0.4339*** (0.1294)	-1.3542*** (0.3997)	-1.3223*** (0.3916)	-1.3354*** (0.3924)
<i>GDPG</i>	0.0508 (0.3708)	-0.0038 (0.3711)	-0.0079 (0.3720)	-0.1931 (1.2299)	-0.3585 (1.2134)	-0.3651 (1.2200)
常数项	0.5859*** (0.1173)	0.7227*** (0.1317)	0.6964*** (0.1307)	1.5484*** (0.3442)	2.0201*** (0.4423)	1.9469*** (0.4379)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2475	0.2480	0.2449	0.2056	0.2077	0.2051
样本数	1175	1175	1175	1175	1175	1175
银行数	235	235	235	235	235	235

注:本表使用 OLS 模型,表内数字为变量的回归系数,对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。

总之,本部分回归结果支持假设 5,即区域创新能力通过提高存款增速、降低收入多元化和非利息收入对地方银行稳定产生影响。

五、稳健性检验

在本部分,我们首先使用面板工具变量估计、倾向得分匹配估计和自变量滞后一期等方法,对基准模型可能存在的内生性问题进行检验。为进一步增强基准模型回归结果的稳定性,我们基于不同银行稳定代理变量、不同区域创新能力代理变量、不同估计方法和不同样本时间段进行稳健性检验。

(一)内生性检验

1. 面板工具变量估计

为解决基准模型中可能的内生性问题,本文使用面板工具变量两阶段最小二乘估计(IV-2SLS)固定效应模型进行回归。我们选用城市宽带接入用户数(千户)的自然对数(*Web*)作为工具变量。城市宽带接入用户数的增加,意味着区域内企业或个人可以更加方便有效地利用互联网获取知识资源,提高其进行创新活动的能力和水平,从而对区域创新能力产生影响。但城市宽带接入用户数的增加并不会直接影响地方银行的稳定性。表 10 使用面板 IV-2SLS 估计报告区域创新能力对地方银行稳定的回归结果。模型(2)、(3)和(4)是使用城市宽带接入用户数(*Web*)作为工具变量的第二阶段回归结果,区域创新能力与地方银行稳定均在 1% 的水平上显著正相关,即区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定,这与基准模型所得结论保持一致。从第一阶段回归结果可以看出,城市宽带接入用户数(*Web*)与城市创新指数(*Innovation*)在 1% 的水平上显著正相关。根据 Bound et al. (1995)以及 Staiger and Stock (1997),F 统计量小于 10 或者偏 R^2 接近零均表示存在弱工具变量问题。从模型(1)可知,F 统计量为 82.829,偏 R^2 不接近零(0.403),这表明不存在弱工具变量的问题。为增强回归结果的稳健性,我们也使用 Z 值的其他代理变量(*Z-index*)、面板工具变量广义矩估计(GMM)和有限信息极大似然估计(LIML)进行回归分析,所得结果保持一致。

表 10 内生性分析:面板工具变量估计

模型	(2)	(3)	(4)	(5)
估计方法	第一阶段		第二阶段	
被解释变量	<i>Innovation</i>		<i>Z-score</i>	
<i>Web</i>	1.040*** (0.1142)			
<i>Innovation</i>		0.093*** (0.0254)		
<i>PatentApply</i>			0.156*** (0.0446)	
<i>PatentGrant</i>				0.126*** (0.0351)
控制变量	控制	控制	控制	控制
F 统计量/偏 R^2	82.829/0.403			
样本数	1117	1117	1117	1117
银行数	206	206	206	206

2. 倾向得分匹配估计

为进一步降低对因果识别问题的关注,我们使用倾向得分匹配(PSM)估计分析区域创新能力对地方银行稳定的处理效应。首先,我们根据城市创新指数(*Innovation*)是否超过当年所有城市创新指数的中位数,将样本划分为高创新组和低创新组,并分别赋值为1和0,作为处理变量。我们使用地方银行稳定代理变量 *Z-score* 作为结果变量,使用基准模型的所有控制变量作为协变量。在表10中,汇报包括一对四匹配、半径匹配、核匹配、局部线性匹配、样条匹配和马氏匹配等匹配方法的估计结果。ATT是高创新组的匹配结果,ATU是低创新组的匹配结果,ATE是整个样本的匹配结果。从表11可知,高创新组(ATT)和全样本(ATE)的匹配结果均在1%的水平上显著正相关,低创新组均至少在10%的水平上显著正相关。倾向得分匹配的估计结果与基准模型基本保持一致,这进一步验证本文结论,即区域创新能力增加会显著增强地方银行稳定。

表11 内生性分析:倾向得分匹配估计

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>Z-score</i>					
估计方法	一对四匹配	半径匹配	核匹配	局部线性匹配	样条匹配	马氏匹配
ATT	0.3351*** (0.0822)	0.3376*** (0.0775)	0.3286*** (0.0665)	0.3699*** (0.1134)	0.3038*** (0.0754)	0.1154*** (0.0340)
ATU	0.1294* (0.0672)	0.1406*** (0.0542)	0.1483** (0.0678)	0.0985* (0.0584)	0.2045*** (0.0710)	0.1268** (0.0521)
ATE	0.2356*** (0.0417)	0.2422*** (0.0499)	0.2413*** (0.0468)	0.2386*** (0.0788)	0.2557*** (0.0563)	0.1204*** (0.0333)
样本数	1063	1063	1063	1063	1063	1175

注:本表通过自助法取得标准差,控制变量、时间效应、省份效应和类型效应均进行控制。

3. 自变量滞后一期

我们使用解释变量和控制变量的滞后一期进行回归,以避免可能存在的因果关系导致的内生性问题。如表12所示,模型(1)、(2)和(3)使用 *Z-score* 作为被解释变量,模型(4)、(5)和(6)使用 *Z-index* 作为被解释变量,对应的解释变量分别为城市创新指数滞后一期(*L. Innovation*)、专利申请量滞后一期(*L. PatentApply*)和专利授权量滞后一期(*L. PatentGrant*)。从表12中区域创新能力(*L. Innovation*、*L. PatentApply*、*L. PatentGrant*)系数可以看出,区域创新能力滞后一期与地方银行稳定均在1%的水平上显著正相关,同时,区域创新能力每提高1个单位,地方银行稳定性增强约10%。总之,考虑被解释变量和自变量相互影响的内生性问题后,所得回归结果也与基准模型完全保持一致。

表12 内生性分析:自变量均滞后一期

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>Z-score</i>			<i>Z-index</i>		
<i>L. Innovation</i>	0.1161*** (0.0318)			0.1532*** (0.0401)		
<i>L. PatentApply</i>		0.1089*** (0.0282)			0.1167*** (0.0358)	

续表

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>Z-score</i>			<i>Z-index</i>		
<i>L. PatentGrant</i>			0.1040 ^{***} (0.0277)			0.1162 ^{***} (0.0348)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2626	0.2678	0.2631	0.1289	0.1224	0.1220
样本数	940	940	940	940	940	940
银行数	210	210	210	210	210	210

注:本表使用 OLS 模型,表内数字为变量的回归系数,对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

(二) 进一步检验

1. 不同银行稳定代理变量

前文使用 Z 值的两种不同计算方法,我们根据公式(1)分别使用 4 年移动均值和标准差计算得到的 Z 值 (*Z-score4*、*Z-index4*),分别使用 5 年移动均值和标准差计算得到的 Z 值 (*Z-score5*、*Z-index5*),作为不同的银行稳定代理变量。如表 13 所示,模型(1)、(2)和(3)的被解释变量是 *Z-score4*,模型(4)、(5)和(6)的被解释变量是 *Z-index4*。如表 14 所示,模型(1)、(2)和(3)的被解释变量是 *Z-score5*,模型(4)、(5)和(6)的被解释变量是 *Z-index5*。表 13 和表 14 中所有模型使用的解释变量分别为城市创新指数 (*Innovation*)、专利申请量 (*PatentApply*) 和专利授权量 (*PatentGrant*)。从表 13 和表 14 中区域创新能力 (*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*) 系数可以看出,区域创新能力与地方银行稳定均在 1% 的水平上显著正相关,同时,区域创新能力每提高 1 个单位,地方银行稳定性增强约 10%–18%。因此,无论是统计意义还是经济意义,区域创新能力对地方银行稳定的促进作用均十分显著,使用不同地方银行稳定代理变量,所得回归结果与基准模型基本保持一致。

表 13 稳健性检验:其他银行稳定代理变量(1)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>Z-score4</i>			<i>Z-index4</i>		
<i>Innovation</i>	0.1092 ^{***} (0.0310)			0.1554 ^{***} (0.0372)		
<i>PatentApply</i>		0.1051 ^{***} (0.0279)			0.1309 ^{***} (0.0334)	
<i>PatentGrant</i>			0.1036 ^{***} (0.0273)			0.1291 ^{***} (0.0328)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2754	0.2799	0.2776	0.1744	0.1686	0.1668

						续表
模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>Z-score4</i>			<i>Z-index4</i>		
样本数	940	940	940	940	940	940
银行数	210	210	210	210	210	210

注：本表使用 OLS 模型，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

表 14 稳健性检验：其他银行稳定代理变量(2)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>Z-score5</i>			<i>Z-index5</i>		
<i>Innovation</i>	0.1332*** (0.0317)			0.1828*** (0.0405)		
<i>PatentApply</i>		0.1329*** (0.0290)			0.1700*** (0.0368)	
<i>PatentGrant</i>			0.1318*** (0.0283)			0.1663*** (0.0365)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2931	0.3026	0.2996	0.2209	0.2205	0.2163
样本数	730	730	730	730	730	730
银行数	167	167	167	167	167	167

注：本表使用 OLS 模型，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

2. 不同地区创新能力代理变量

为检验本文结论对不同地区创新能力代理变量的稳健性，我们使用城市发明专利量 (*PatentInva*)、实用新型申请量 (*PatentUma*) 和外观设计申请量 (*PatentDesa*)，以及城市发明专利量 (*PatentInvg*)、实用新型授权量 (*PatentUmg*) 和外观设计授权量 (*PatentDesg*)，作为城市创新能力代理变量。如表 15 所示，所有模型的被解释变量是 *Z-score*，模型 (1)、(2) 和 (3) 的解释变量分别是城市发明专利量 (*PatentInva*)、实用新型申请量 (*PatentUma*) 和外观设计申请量 (*PatentDesa*)，模型 (4)、(5) 和 (6) 的解释变量分别是城市发明专利量 (*PatentInvg*)、实用新型授权量 (*PatentUmg*) 和外观设计授权量 (*PatentDesg*)。从表 15 中区域创新能力 (*PatentInva*、*PatentUma*、*PatentDesa*；*PatentInvg*、*PatentUmg*、*PatentDesg*) 系数可以看出，区域创新能力与地方银行稳定均在 1% 的水平上显著正相关，同时，区域创新能力每提高 1 个单位，地方银行稳定性增强约 8%，近似于基准模型的约 10%。当被解释变量是 *Z-index* 时，所得结果保持一致。因此，无论是统计意义还是经济意义，区域创新能力对地方银行稳定的促进作用均十分显著，使用不同地区创新能力代理变量，所得回归结果与基准模型基本保持一致。

表 15 稳健性检验:其他地区创新代理变量

被解释变量 模型	Z-score					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>PatentInva/ PatentInvg</i>	0.0846*** (0.0240)			0.0828*** (0.0227)		
<i>PatentUma/ PatentUmg</i>		0.0823*** (0.0267)			0.0832*** (0.0265)	
<i>PatentDesa/ PatentDesg</i>			0.0800*** (0.0206)			0.0791*** (0.0204)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2739	0.2642	0.2741	0.2723	0.2649	0.2735
样本数	1175	1175	1175	1175	1175	1175
银行数	235	235	235	235	235	235

注:本表使用 OLS 模型,表内数字为变量的回归系数,对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

3. 不同回归估计方法

由于地区专利申请量和授权量是非连续变量,我们使用泊松计数模型进行稳健性检验。如表 16 所示,模型(1)、(2)和(3)的被解释变量是 Z-score,模型(4)、(5)和(6)的被解释变量是 Z-index。对应模型使用的解释变量分别为城市创新指数(*Innovation*)、专利申请量(*PatentApply*)和专利授权量(*PatentGrant*)。从表 16 中区域创新能力(*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*)系数可以看出,区域创新能力与地方银行稳定均在 1% 的水平上显著正相关,同时,区域创新能力每提高 1 个单位,地方银行稳定性增强约 3%,与基准模型的约 10% 相差不是太大。因此,无论是统计意义还是经济意义,区域创新能力对地方银行稳定的促进作用均十分显著,使用泊松计数模型进行稳健性检验,所得回归结果与基准模型基本保持一致。

表 16 稳健性检验:泊松分布

模型	Z-score			Z-index		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量						
<i>Innovation</i>	0.0306*** (0.0089)			0.0327*** (0.0086)		
<i>PatentApply</i>		0.0288*** (0.0077)			0.0281*** (0.0076)	
<i>PatentGrant</i>			0.0282*** (0.0076)			0.0277*** (0.0075)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	1175	1175	1175	1175	1175	1175
银行数	235	235	235	235	235	235

注:本表使用泊松计数模型,表内数字为变量的回归系数,对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

4. 不同样本时间段

如表 17 所示,模型(1)、(3)和(5)使用的是解释变量分别为城市创新指数(*Innovation*)、专利申请量(*PatentApply*)和专利授权量(*PatentGrant*)的正常时期地方银行样本,模型(2)、(4)和(6)使用的是对应的危机时期地方银行样本,其中危机时期是指 2008–2012 年的国际金融危机和欧债危机时期。从表 17 中区域创新能力(*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*)系数可以看出,正常时期的地方银行样本均在 1% 的水平上显著,危机时期的地方银行样本均在 5% 的水平上显著,即无论是否处在危机时期,区域创新能力增加均会显著增强地方银行稳定。同时,正常时期的区域创新能力的系数与危机时期的系数相差不大,均处在基准模型的系数均值(0.1054)附近。为进一步验证上述差异在统计意义上的显著性,经由 Bootstrap 法计算得到的经验 p 值分别为 0.459、0.266 和 0.358,均在 10% 水平上不显著,即组间系数的估计值不存在显著性差异。当被解释变量是 *Z-index* 时,所得结果保持一致。总之,无论是否处在危机时期,区域创新能力增加均会显著增强地方银行稳定,同时,这种影响不存在显著性差异。

表 17 稳健性检验:正常时期(2004–2007 年,2013–2016 年)与危机时期(2008–2012 年)

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	Z-score					
子样本	正常	危机	正常	危机	正常	危机
<i>Innovation</i>	0.0914 *** (0.0313)	0.0950 ** (0.0433)				
<i>PatentApply</i>			0.0806 *** (0.0272)	0.0975 ** (0.0401)		
<i>PatentGrant</i>					0.0806 *** (0.0272)	0.0909 ** (0.0383)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
类型效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
经验 p 值	0.459		0.266		0.358	
R ²	0.2118	0.4609	0.2105	0.4650	0.2094	0.4623
样本数	773	402	773	402	773	402
银行数	233	118	233	118	233	118

注:本表使用 OLS 模型,表内数字为变量的回归系数,对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。经验 p 值用于检验组间区域创新能力(*Innovation*、*PatentApply*、*PatentGrant*)系数差异的显著性,通过自体抽样(Bootstrap)1000 次取得。

六、结论与政策启示

本文选取 2004–2016 年中国 139 个城市的 235 家地方商业银行的非平衡面板数据,研究区域创新能力与地方银行稳定的关系。经验研究发现:区域创新能力的增加显著增强地方银行稳定,即区域创新能力每提高 1 个单位,地方银行稳定性增强约 10%。由于所在地区产权制度、契约制度和银行类型的不同,都会造成不同地方银行稳定性的差异。具体而言,强产权制度地区比弱产权制

度地区、强契约制度地区比弱契约制度地区、城市商业银行比农村商业银行,区域创新能力增加均会更加显著地增强地方银行稳定。本文进一步分析区域创新能力影响地方银行稳定的潜在机制。我们发现,区域创新能力通过提高存款增速、降低收入多元化和非利息收入对地方银行稳定产生影响。对于基准模型可能存在的内生性问题,我们使用面板工具变量估计、倾向得分匹配估计和自变量滞后一期等方法解决。为进一步增强基准模型分析结果的稳定性,我们基于不同银行稳定代理变量、不同区域创新能力代理变量、不同估计方法和不同样本时间段进行稳健性检验,所得回归结果与基准模型基本保持一致。

2008年国际金融危机后,中国经济增速开始放缓,经济发展进入“新常态”,加快实施创新驱动发展战略,成为中国经济持续健康发展的保证。“创造性破坏”是经济增长的动力源泉,实现更高效益的区域经济增长,有助于增强地方银行稳定。为提高区域创新能力,地方政府必须努力培育好创新环境,推动技术创新的市场取向改革,激发创新创业活力,提高自主创新水平。完善好和维护好产权制度,建立良好的政府与企业关系,强化知识产权保护,对于区域创新能力增强地方银行稳定十分重要。契约制度为保护私人交易提供法律保护,建立良好的法律和司法体系,维护企业和银行的正当权益,对于区域创新能力增强地方银行稳定不可或缺。总之,在努力提高区域创新能力的同时,也要形成良好的制度环境,尤其是完善的产权制度和契约制度,才能更好地增强地方银行稳定。

参考文献

- 代军勋、陶春喜(2016):《资本和流动性双重约束下的商业银行风险承担》,《统计研究》,第12期。
- 樊纲、王小鲁、朱恒鹏(2010):《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2009年报告》,经济科学出版社。
- 范小云、廉永辉(2016):《资本充足率缺口下的银行资本和风险资产调整研究》,《世界经济》,第4期。
- 江曙霞(2012):《货币政策、银行资本与风险承担》,《经济研究》,第4期。
- 金智、赖黎(2014):《媒体在银行风险治理中的角色:中国的逻辑》,《金融研究》,第10期。
- 寇宗来、刘学悦(2017):《中国城市和产业创新力报告2017》,复旦大学产业发展研究中心。
- 李习保(2007):《中国区域创新能力变迁的实证分析:基于创新系统的观点》,《管理世界》,第12期。
- 连玉君、彭方平、苏治(2010):《融资约束与流动性管理行为》,《金融研究》,第10期。
- 刘忠璐(2016):《互联网金融对商业银行风险承担的影响研究》,《财贸经济》,第4期。
- 田国强、赵禹朴、宫汝凯(2016):《利率市场化、存款保险制度与银行挤兑》,《经济研究》,第3期。
- 王建民、王艳涛(2015):《我国区域创新能力研究述评》,《经济问题探索》,第12期。
- 王晋斌、李博(2017):《中国货币政策对商业银行风险承担行为的影响研究》,《世界经济》,第1期。
- 王小鲁、樊纲、余静文(2017):《中国分省份市场化指数报告(2016)》,社会科学文献出版社。
- 尹志超、吴雨、林富美(2014):《市场化进程与商业银行风险——基于中国商业银行微观数据的实证研究》,《金融研究》,第1期。
- 张健华、王鹏(2012):《银行风险、贷款规模与法律保护水平》,《经济研究》,第12期。
- 张琳、廉永辉(2015):《我国商业银行资本缓冲周期性研究——基于银行资本补充能力的视角》,《管理世界》,第7期。
- 张雪兰、何德旭(2012):《货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究(2000-2010)》,《经济研究》,第5期。
- Acemoglu, D. and S. Johnson(2005): “Unbundling Institutions”, *Journal of Political Economy*, 113, 949-995.
- Adhikari, B. and A. Agrawal(2016): “Does Local Religiosity Matter for Bank Risk-taking?” *Journal of Corporate Finance*, 38, 272-293.
- Baele, L., O. De Jonghe and R. Vander Vennet(2007): “Does the Stock Market Value Bank Diversification?” *Journal of Banking and Finance*, 31, 1999-2023.
- Borio C. and H. Zhu(2008): “Copital Regulation, Risk-taking and Morutary Polily: A Mlissing Link in the Transmission Mechanism?”, BIS Working Paper, No. 268.
- Bound, J., D. Jaeger and R. Baker(1995): “Problems with Instrumental Variables Estimation when the Correlation Between the

- Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak”, *Journal of the American Statistical Association*, 90, 443–450.
- Brunnermeier, M., G. N. Dong and D. Palia(2012): “Banks’ Non – Interest Income and Systemic Risk”, AFA 2012 Chicago Meetings Paper.
- Cameron, G. (1996): *Innovation and Economic Growth*. Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- Claessens, S., S. Ghosh and R. Mihet(2013): “Macro – prudential Policies to Mitigate Financial System Vulnerabilities”, *Journal of International Money and Finance*, 39, 153–185.
- Dell’Ariccia, G., L. Laeven and G. A. Suarez(2017): “Bank Leverage and Monetary Policy’s Risk – taking Channel: Evidence from the United States”, *Journal of Finance*, 72, 613–654.
- Dermine, J. (2015): “Basel III Leverage Ratio Requirement and the Probability of Bank Runs”, *Journal of Banking and Finance*, 53, 266–277.
- Efron, B. and R. J. Tibshirani(1993): *An Introduction to the Bootstrap*. New York: Chapman & Hall.
- Egan, M., A. Hortaçsu and G. Matvos(2017): “Deposit Competition and Financial Fragility: Evidence from the US Banking Sector”, *American Economic Review*, 107, 169–216.
- Ellul, A. and V. Yerramilli(2013): “Stronger Risk Controls, Lower Risk: Evidence from US Bank Holding Companies”, *Journal of Finance*, 68, 1757–1803.
- Freeman, C. (1987): *Technology Policy and Economic Performance: Lessons from Japan*. London: Pinter Publishers.
- Gauthier, C., A. Lehar and M. Souissi (2012): “Macroprudential Capital Requirements and Systemic Risk”, *Journal of Financial Intermediation*, 21, 594–618.
- Goetz, M. R., L. Laeven and R. Levine (2016): “Does the Geographic Expansion of Banks Reduce Risk?” *Journal of Financial Economics*, 120, 346–362.
- González-Pernía, J. , I. Peña-Legazkue and F. Vendrell-Herrero(2012): “Innovation, Entrepreneurial Activity and Competitiveness at a Sub-national Level”, *Small Business Economics*, 39, 561–574.
- Grossman, G. and E. Helpman(1994): “Foreign Investment with Endogenous Protection”, NBER Working paper, No. W4876.
- Guidara, A., I. Soumaré and F. T. Tchana(2013): “Banks’ Capital Buffer, Risk and Performance in the Canadian Banking System: Impact of Business Cycles and Regulatory Changes”, *Journal of Banking & Finance*, 37, 3373–3387.
- Haq, M., R. Faff, R. Seth and S. Mohanty(2014): “Disciplinary Tools and Bank Risk Exposure”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, 37–64.
- He, J. and X. Tian(2017): “Finance and Corporate Innovation: A Survey”, Working Paper.
- Jiang, L., R. Levine and C. Lin(2017): “Does Competition Affect Bank Risk?” NBER Working Paper, No. W23080.
- Kiema, I. and E. Jokivuolle(2014): “Does A Leverage Ratio Requirement Increase Bank Stability?” *Journal of Banking and Finance*, 39, 240–254.
- Kishan, R. and T. Opiela(2012): “Monetary Policy, Bank Lending, and the Risk: Pricing Channel”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 44, 573–602.
- Laeven, L. and R. Levine(2009): “Bank Governance, Regulation and Risk Taking”, *Journal of Financial Economics*, 93, 259–275.
- Lepetit, L., E. Nys, P. Rous and A. Tarazi(2008): “Bank Income Structure and Risk: An Empirical Analysis of European Banks”, *Journal of Banking & Finance*, 32, 1452–1467.
- Lerner J., M. Sorensen and P. Strömberg(2011): “Private Equity and Long-Run Investment: The Case of Innovation”, *Journal of Finance*, 66, 445–477.
- Martinez Peria, M. and S. Schmukler(2001): “Do Depositors Punish Banks for Bad Behavior? Market Discipline, Deposit Insurance, and Banking Crises”, *Journal of Finance*, 56, 1029–1051.
- Minton, B. , J. Taillard and R. Williamson(2014): “Financial Expertise of the Board, Risk Taking, and Performance: Evidence from Bank Holding Companies”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 49, 351–380.
- Nelson, R. (1993): *National Innovation Systems*. London: Oxford University Press.
- Paligorova, T. and J. A. Santos(2017): “Monetary Policy and Bank Risk-taking: Evidence from the Corporate Loan Market”, *Journal of Financial Intermediation*, 30, 35–49.
- Romer, P. (1986): “Increasing Returns and Long-run Growth”, *Journal of Political Economy*, 94, 1002–1037.
- Romer, P. (1990): “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*, 98, 71–102.
- Romijn, H. and M. Albu(2002): “Innovation, Networking and Proximity: Lessons from Small High Technology Firms in the UK”,

Regional Studies, 36, 81–86.

Schiama, G. and A. Lerro (2008): “Knowledge – based Capital in Building Regional Innovation Capacity”, *Journal of Knowledge Management*, 12, 121–136.

Schliephake, E. (2016): “Capital Regulation and Competition as A Moderator for Banking Stability”, *Journal of Money Credit and Banking*, 48, 1787–1814.

Schumpeter, J. (1934): *The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest, and the Business Cycle*, Transaction Publishers.

Shim, J. (2013): “Bank Capital Buffer and Portfolio Risk: The Influence of Business Cycle and Revenue Diversification”, *Journal of Banking & Finance*, 37, 761–772.

Smales, L. (2016): “News Sentiment and Bank Credit Risk”, *Journal of Empirical Finance*, 38, 37–61.

Solow, R. (1957): “Technical Change and the Aggregate Production Function”, *Review of Economics and Statistics*, 39, 312–320.

Staiger, D. and J. Stock (1994): “Instrumental Variables Regression with Weak Instruments”, *Econometrica*, 65, 557–586.

Stulz, R. (2005): “Limits of Financial Globalization”, *Journal of Finance*, 60, 1595–1638.

Tura, T. and V. Harmaakorpi (2005): “Social Capital in Building Regional Innovative Capability”, *Regional Studies*, 39, 1111–1125.

Valencia, F. (2014): “Monetary Policy, Bank Leverage, and Financial Stability”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 47, 20–38.

Vallascas, F. and J. Hagendorff (2013): “The Risk Sensitivity of Capital Requirements: Evidence from an International Sample of Large Banks”, *Review of Finance*, 17, 1947–1988.

(责任编辑:程 炼)