
贷款利率市场化与农村金融机构回归本源

亓浩 吴本健 马九杰*

内容提要 本文利用中国1024家农村金融机构数据,借助2013年放松贷款利率下限管制事件,探讨贷款利率市场化对农村金融机构回归本源的影响。研究发现,放松贷款利率下限管制显著促进了农村金融机构回归本源,加大了对农户和中小企业的金融支持。其作用机制是放松贷款利率下限管制加剧了非农部门信贷价格竞争,缩小了银行向非农部门和农业部门放贷的边际收益差距。异质性分析表明,商业化程度越高、所在地直接融资越发达的农村金融机构回归本源的程度越高。此外,放松贷款利率下限管制短期内对农村金融机构收益产生了不利影响,但对风险影响不显著。本文为深化利率市场化改革和引导金融助力乡村振兴提供了启示。

关键词 利率市场化 农村金融机构 农户和中小企业贷款 乡村振兴

一 引言

2021年习近平总书记在《求是》杂志发表重要文章《扎实推动共同富裕》,阐释了推动共同富裕的总体思路 and 需要把握的原则。文中指出“促进共同富裕,最艰巨最繁重的任务仍然在农村”,因此有效调动包括金融资源在内的各类资源,支持“三农”发展,是现阶段经济工作的重点。根据“中小银行优势假说”,中小银行在为小微客户提

* 亓浩:南京农业大学金融学院;吴本健:中央民族大学经济学院;马九杰(通讯作者):中国人民大学农业与农村发展学院 北京市海淀区中关村大街59号 100872 电子信箱:smdqihao@163.com(亓浩);benjianwu@126.com(吴本健);majiujie@ruc.edu.cn(马九杰)。

作者感谢国家自然科学基金青年项目(72203097)和国家自然科学基金面上项目(71973146、72073151)的资助,感谢王雪、倪晓然及匿名评审专家的宝贵意见。当然,文责自负。

供金融服务时具有信息和成本优势(Berger and Udell, 1998; 林毅夫和李永军, 2001), 所以中国大力发展农村信用社(以下简称农信社)、农村合作银行(以下简称农合行)及农村商业银行(以下简称农商行)等农村中小银行, 希望其成为银行业支持三农和中小企业的主力军。然而相关研究却表明, 中国农村金融机构发展对改善农村金融资源供给不足的效果并不明显, 甚至还可能导致了农村资金大量外流(汪昌云等, 2014; 周振等, 2015)。

针对这一现象, 中央政府高度重视, 并多次在中央一号文件中强调要推动农村金融机构回归本源, 把更多的金融资源配置到三农等薄弱领域^①。想要贯彻中央政府的政策意图, 先要理解农村金融机构为何没有遵循中小银行优势假说和自身政策定位, 增加对三农领域的资金配置? 可能的原因包括: 第一, 三农领域具有信息不对称严重和交易成本高的特点, 造成农村金融机构发放三农贷款风险大、成本高(Berger *et al.*, 2005); 第二, 农村金融机构作为地方法人机构, 在县域金融市场具有很强的市场势力, 市场份额大^②, 可选择的优质非农部门^③信贷客户较多。在上述农业部门“推力”和非农部门“拉力”的共同作用下, 农村金融机构缺乏向三农领域提供金融服务的动力。更重要的是, 由于存在贷款利率下限管制, 银行间针对非农部门的信贷价格竞争并不充分, 向非农部门放贷的边际收益长期高于农业部门。在这种情况下, 农村金融机构减少农业部门信贷, 增加非农部门信贷成为一种占优策略。

2013年7月20日, 中国人民银行取消金融机构贷款利率下限管制, 基本实现了贷款利率市场化。这次改革被认为是中国利率市场化进程中的重要一步, 将加速银行业转型(刘莉亚等, 2017)。在放松贷款利率下限管制后, 银行获得贷款自主定价权, 针对优质客户的价格竞争明显加剧(张宗益等, 2012; 彭建刚等, 2016; 郜栋玺和项后军, 2020)。这将减小农村金融机构向非农和农业部门放贷的边际收益差距, 进而促使农村金融机构回归本源, 加大对三农领域的支持力度。但由于大部分农村金融机构并未公开披露贷款数据, 贷款利率市场化能否促使农村金融机构回归本源, 目前尚

① 2004年以来, 中央已连续18年发布以三农为主题的一号文件, 每年的中央一号文件都会强调提高农村金融机构服务三农的力度。且在近5年的中央一号文件中, 2018、2019及2021年均直接提及推动农村金融机构回归本源。

② 20世纪90年代中后期, 大型国有银行在股份制改革后纷纷撤销农村和县域地区, 导致农信社在一定意义上成为农村金融市场的“垄断供给者”, 在县域金融市场占有较大份额。根据本文样本数据, 2010-2016年1024家农信社和农商行在县域贷款市场的份额平均值为47%。

③ 本文农业部门包括农业经营主体和中小民营企业, 非农部门包括国有企业和大型民营企业。

未得到经验研究的检验。

本文借助2013年放松贷款利率下限管制这一准自然实验,利用2010-2016年1024家县域农信社和农商行的详细贷款数据,探讨贷款利率市场化对农村金融机构回归本源的影响。结果发现:放松贷款利率下限管制能显著促进农村金融机构回归本源,表现为农村金融机构增加对农户和中小企业的信贷发放,并在农村地区建设更多的金融设施。机制分析发现,放松贷款利率下限管制促使非农部门贷款利率下降,银行向非农和农业部门放贷的边际收益差距减小,进而促使农村金融机构回归本源。异质性分析则表明,商业化程度越高、所在地直接融资越发达的农村金融机构,在放松贷款利率管制后回归本源的程度越高。进一步分析发现,放松贷款利率下限管制短期内可能会对农村金融机构的收益产生负向影响,但对信用风险没有显著影响。

本文学术价值主要体现在:第一,完善了利率市场化对中国中小银行影响的研究。虽然有很多研究探讨了利率市场化对银行业的影响,但多聚焦于国有和股份制银行等大型银行,对农村金融机构等中小银行关注不足。本文基于1024家农信社和农商行的详细数据,完善了利率市场化对农村金融机构影响的研究。第二,从普惠金融的视角探讨了利率市场化对中国商业银行信贷结构的影响。在既有文献中,刘莉亚等(2017)基于贷款对象、期限和信用结构等视角探讨了利率市场化对银行信贷结构的影响。本文则从普惠金融的角度考察利率市场化对银行信贷结构的影响。第三,采用了更干净的因果识别方法,能更有效地考察贷款利率市场化的效应。本文利用2013年放松贷款利率下限管制这一准自然实验,结合地区维度上银行业市场结构的异质性,能更加外生地识别贷款利率市场化的影响。

本文余下内容安排为:第二部分是文献回顾与研究假说;第三部分是研究设计与数据;第四部分是经验分析;第五部分是进一步讨论;最后是本文结论。

二 文献回顾与研究假说

(一)文献回顾

1.利率市场化对商业银行经营行为的影响。利率是资金的价格,对资源配置具有重要的导向作用,因此利率市场化改革是最核心的经济金融改革之一(易纲,2021)。改革开放以来,中国稳步推进利率市场化改革。以贷款利率市场化为例,2004年中国放开金融机构贷款利率上限,2013年取消贷款利率下限,基本实现了贷款利率市场化。商业银行作为利率市场化最直接的承压主体,其发展战略和经营行

为会随着利率市场化的推进发生转变(刘莉亚等,2017)。

已有文献主要从银行竞争、信贷结构调整、放贷条件、业务转型、利差变化、自主定价能力、资本缓冲行为及银行风险等方面考察了利率市场化对商业银行的影响。在银行竞争方面,利率市场化促进了银行业竞争格局的形成,银行竞争行为也经历了从机构扩张为主到重视价格竞争的转变(张宗益等,2012)。在信贷结构调整方面,利率市场化过程中银行竞争加剧,促使银行从传统的以公司商业贷款和担保贷款为主向消费贷款和信用贷款转移,追求边际利润更高的信贷(刘莉亚等,2017)。在放贷条件方面,利率市场化导致银行降低了对中小企业资产抵押能力的要求,提升了其在鉴别和监督贷款申请人方面的效率(王东静和张祥建,2007)。在业务转型方面,随着利率市场化程度加深,中国商业银行亟须摆脱单纯依赖存贷款利差的传统业务格局,大力发展非利息业务(刘莉亚等,2014)。在利差变化方面,利率市场化对商业银行净息差产生了显著的负向影响,其中地方性银行受到的冲击最大,股份制银行次之,国有银行最小(彭建刚等,2016;申创等,2020)。在自主定价能力方面,利率市场化一方面能提升银行信贷风险定价能力(赵平和姚耀军,2022);另一方面也能提升贷款利率在存款定价中的作用,提高外部因素影响的有效性,降低存贷款利率期限结构的非对称性(刘明康等,2018)。在资本缓冲行为方面,中国商业银行资本缓冲水平与利率市场化水平呈U型关系,利率市场化弱化了资本缓冲的逆周期性(蒋海等,2018)。在银行风险承担方面,利率市场化的推进将通过促进银行竞争、赋予银行更多风险承担机会的方式对银行风险承担产生正向影响(项后军和闫玉,2017)。

2. 银行竞争与信贷结构调整。在贷款利率市场化后,银行获得了贷款自主定价权,竞争程度显著加剧(张宗益等,2012;彭建刚等,2016;郜栋玺和项后军,2020)。竞争如何影响银行信贷结构调整,目前主要存在两种观点:一是市场势力假说(market power hypothesis),认为竞争能削弱银行垄断能力,带给银行越来越大的绩效压力,从而促使银行向风险大、利润高的客户发放更多贷款(Carbo-Valverde *et al.*, 2009)。二是信息假说(information hypothesis),认为在竞争性金融市场上,银行不能进行跨期盈余分配,难以与客户建立长期关系,从而不利于中小企业等高风险客户融资;如果银行拥有较强的市场势力,则可以进行长远规划,在客户发展初期收取较低利息,在未来逐步收取更高利息,进行跨期盈余分配(Petersen and Rajan, 1995)。一些学者基于中国数据,对上述银行竞争效应的两种观点进行经验检验,结果大多支持市场势力假说,认为竞争有助于促使银行向小微客户发放更多贷款(Chong *et al.*, 2013)。

综上,既有文献从诸多角度分析了利率市场化过程中商业银行经营行为和发展

战略的转变,但仍存在进一步研究的空间。第一,已有研究主要关注大型国有和股份制银行,对农村金融机构等中小银行研究不足。截至2022年6月,中国农村金融机构数量达3895家,占银行业金融机构法人数量的84.69%;农村金融机构总资产规模为49.16万亿元,占银行业金融机构总资产规模的13.64%^①。可见,农村金融机构不仅是支持三农的主力军,也是中国银行业一股不可或缺的力量。因此,不应忽视利率市场化对农村金融机构的影响。第二,已有研究虽然从诸多方面探讨了利率市场化对商业银行的影响,但仍对银行信贷结构调整关注不够。由于直接融资门槛较高,三农主体主要通过银行信贷获取外部资金。在利率市场化过程中,农村金融机构对农业和非农部门的信贷结构调整,事关中国农业部门发展和乡村振兴的进程,对该话题的关注具有重大现实意义。因此,本文利用1024家农信社和农商行的详细贷款数据,研究了中国贷款利率市场化对农村金融机构信贷结构调整的影响,完善了利率市场化对商业银行影响的研究。

(二)研究假说

相对非农部门,金融机构放贷给农业部门面临更高的信息不对称和交易成本,导致农业部门信贷风险高、收益低(Berger *et al.*, 2005; Cull *et al.*, 2009)。且农村金融机构作为地方性法人机构,在地方金融市场拥有较强的市场势力,可选择的非农信贷客户较多。因此,农村金融机构在利润驱动下会出现“非农化”信贷倾向,服务农户和中小企业的动力不足。在贷款利率自由竞争的情况下,金融机构的非农信贷偏好会促进非农部门贷款利率竞争,导致非农部门信贷利润率下降,直至与农业部门信贷利润率收敛于同一水平。在这一过程中,金融机构在盈利压力下将调整信贷结构,增加农业部门贷款。

为更好地理解贷款利率市场化与金融机构信贷结构调整的关系,本文构建了一个简单的理论框架。假定经济中存在两个部门:农业部门和非农部门。金融机构风险中性,从两部门吸收存款,并对两部门发放贷款。理论框架的核心是面对贷款利率下限管制放松这一外生冲击,金融机构如何调整两部门信贷结构以实现利润最大化。

首先,代表性金融机构的期望利润函数可表示为:

$$E(\pi) = (1 - \eta_f)(1 + R_f)L(R_f, \eta_f) + (1 - \eta_e)(1 + R_e)L(R_e, \eta_e) - (1 + R_d)D(R_d) - F(L(R_f, \eta_f), L(R_e, \eta_e), D(R_d)) \quad (1)$$

^① 数据来自中国银行保险监督管理委员会(以下简称银保监会)官网,其中农村金融机构包括农商行、农合行、农信社及新型农村金融机构。

其中, $L(R_f, \eta_f)$ 表示金融机构对农业部门的贷款规模, 由农业部门的贷款利率 (R_f) 和贷款违约率 (η_f) 决定; $L(R_e, \eta_e)$ 表示金融机构对非农部门的贷款规模, 由非农部门的贷款利率 (R_e) 和贷款违约率 (η_e) 决定; 金融机构的存款规模为 $D(R_d)$, 由存款利率 (R_d) 决定; 金融机构的运营成本为 $F(L(R_f, \eta_f), L(R_e, \eta_e), D(R_d))$, 由金融机构对两部门的贷款规模和存款规模决定。

金融机构通过调整信贷结构追求最大利润。由金融机构实现利润最大化的一阶条件可得:

$$\frac{\partial E(\pi)}{\partial L(R_f, \eta_f)} = (1 + R_f)(1 - \eta_f) - \frac{\partial F}{\partial L(R_f, \eta_f)} = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial E(\pi)}{\partial L(R_e, \eta_e)} = (1 + R_e)(1 - \eta_e) - \frac{\partial F}{\partial L(R_e, \eta_e)} = 0 \quad (3)$$

由(2)和(3)式可得:

$$(1 + R_f)(1 - \eta_f) - \frac{\partial F}{\partial L(R_f, \eta_f)} = (1 + R_e)(1 - \eta_e) - \frac{\partial F}{\partial L(R_e, \eta_e)} \quad (4)$$

由(4)式可知, 当金融机构实现利润最大化时, 向农业部门和非农部门放贷的边际利润相等。相比于非农部门, 农业部门具有信息不对称严重和交易成本高等特点, 导致农业部门贷款不良率大于非农部门, 即 $\eta_f \geq \eta_e$; 农业部门贷款边际成本大于非农部门, 即 $\partial F / \partial L(R_f, \eta_f) \geq \partial F / \partial L(R_e, \eta_e)$ 。因此当均衡状态时, 农业部门贷款利率高于非农部门贷款利率。但在贷款利率受管制的经济模式中, 农业部门与非农部门贷款利率无法自由调整至均衡状态, 导致(4)式左边小于右边, 即农业部门贷款边际利润小于非农部门, 金融机构产生非农信贷偏好。

改变金融机构非农信贷偏好的思路主要有两条: 允许农业部门贷款利率 (R_f) 上升和允许非农部门贷款利率 (R_e) 下降, 分别对应取消贷款利率上限和下限制^①。其一, 取消贷款利率上限管制。由 Stiglitz and Weiss (1981) 的研究可知, 在农业部门等信息不完全严重的市场中, 金融机构提高贷款利率会对借款人产生逆向选择效应 (吸引资质差的借款人) 和激励效应 (鼓励借款人投资高风险项目), 可能会降低金融机构利润。因此, 即使政策允许金融机构提高贷款利率, 理性的金融机构也不会轻易提高贷款利率, 取消贷款利率上限管制对缓解农业部门信贷配给的作用有限。

① 作者感谢匿名评审专家的宝贵意见。

其二,取消贷款利率下限管制。由于金融机构存在非农信贷偏好,放松贷款利率下限管制后,金融机构可通过提供更低的贷款利率,在非农部门客户间展开价格竞争。价格竞争加剧将导致金融机构向非农部门贷款的利率越来越低(张伟华等,2018;杨笋等,2019),此时有:

$$\frac{\partial \pi}{\partial L(R_f, \eta_f)} > \frac{\partial \pi}{\partial L(R_e, \eta_e)} \quad (5)$$

(5)式表明非农信贷价格竞争加剧导致金融机构的非农信贷边际利润下降,并低于农业信贷边际利润。此时金融机构在利润最大化的动机下,将调整信贷结构,增加对农业部门的信贷供给。

相比于其他金融机构,农村金融机构对农业部门放贷处于相对优势,对非农部门放贷则处于相对劣势。农村金融机构在农业部门的信贷优势来源于中小银行优势,一方面能够用地方“软信息”或关系型贷款等方式提高自身监督能力(林毅夫和李永军,2001;Levine *et al.*,2020);另一方面与中小客户的距离更近,交易成本更低。农村金融机构在非农部门的信贷劣势主要是因为资产规模小、资金成本高、风险控制管理体系较落后。因此相比于其他金融机构,农村金融机构向农业部门放贷的不良率和边际成本更低,向非农部门放贷的不良率和边际成本更高。面对同等程度的非农贷款利率下降,农村金融机构更倾向于增加农业部门的贷款比重。基于上述分析,我们提出本文假说。

假说:放松贷款利率下限管制将促使农村金融机构调整信贷结构,增加对农户和中小企业的贷款。

三 研究设计与数据

(一)研究设计

2013年中央银行放松贷款利率下限管制,扩大了银行贷款自主定价权,导致银行价格竞争加剧。尽管该贷款利率改革是全国性的政策冲击,但对不同地区银行业价格竞争的影响强度存在差异。比如在银行业市场结构分散地区,银行间竞争程度较强,在放松贷款利率下限管制后,银行将积极利用贷款利率进行客户竞争;反之,在银行业市场结构集中地区,银行间竞争程度较小,放松贷款利率下限管制对银行间价格竞争的影响有限。因此,本文借鉴 Nunn and Qian(2011)与 Ponticelli and Alencar(2016)的研究,采用广义双重差分法开展研究设计。我们将县级地区的银行业市场

结构作为处理强度,以2013年贷款利率改革为处理时点,考察贷款利率市场化对农村金融机构信贷结构调整的影响。

使用双重差分法需要满足“单位处理变量值稳定假设(SUTVA)”,即某个体的处理状态不影响其他个体的结果。在本文中,如果放松贷款利率管制,银行竞争较强地区的农村金融机构向银行竞争较弱地区进行跨区域放贷,则这种溢出效应会违反SUTVA,进而导致估计系数有偏。幸运的是,由于中国信贷市场存在地理分割,使县域银行业市场相对封闭,放松贷款利率管制导致的溢出效应较小。中国信贷市场的地理分割主要体现在两方面:第一,农信社、农商行和城商行等地方性银行的跨区域信贷业务受到严格限制(Berger *et al.*, 2010; Huang *et al.*, 2020);第二,五大行和股份制银行的地方分支机构主要在当地开展业务,很少跨区域经营(Huang *et al.*, 2020)。中国各地资金回报率的系统性差异(Dollar and Wei, 2007)和有限的跨区域资金流动(Boyreau-Debray and Wei, 2005)也反映出中国信贷市场存在严重的地理分割。

(二)模型设定

结合前文的研究设计,本文基准回归模型设定如下:

$$Ragriloan_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 MS_i \times POST_{2013} + \alpha_2 County_{i,t-1} + \alpha_3 Bank_{i,t-1} + \alpha_4 (Geo_i \times \lambda_t) + \tau_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,下标*i*代表农村金融机构,由于样本中农村金融机构与所在县级地区一一对应,所以*i*也代表县级地区;下标*t*代表年份;*Ragriloan_{it}*表示农村金融机构*i*在*t*年的农户和中小企业贷款占比;*MS_i*表示农村金融机构*i*所在县级地区的银行业市场结构,之所以不随时间变化,是为减轻农村金融机构贷款业务对所在地区银行业市场结构的反向影响;*POST₂₀₁₃*是年份虚拟变量,当年份*t*在2013年(贷款利率基本放开)后,取值为1,否则为0。模型的控制变量包含地区变量(*County_{i,t-1}*)、银行变量(*Bank_{i,t-1}*)及地理禀赋变量(*Geo_i*)。由于银行信贷结构可能会反向影响银行和地区层面变量,本文将地区变量和银行变量滞后1期来缓解这一问题。此外,本文控制了个体固定效应(τ_i)和年份固定效应(λ_t),以消除不随时间变化的金融机构个体异质性和宏观周期。为控制面板数据潜在的自相关和异方差问题,本文将回归系数的标准误聚类到银行(县级地区)层面。

(三)变量定义与数据来源

本文主要使用了2010–2016年中国1024家农村金融机构和县级面板数据。其中,农村金融机构均为县域农信社或农商行,农村金融机构的贷款和经营信息来自银

保监会内部监管数据;县级统计数据主要来自《中国县域统计年鉴》和各省统计年鉴。

1.被解释变量。对农户和中小企业贷款占比(*Ragriloan*),本文用农信社和农商行的农户和中小企业贷款余额与总贷款余额的比值衡量。各类贷款余额来自银保监会内部监管数据。

2.核心解释变量。对县级地区银行业市场结构(*MS*),本文用赫芬达尔-赫希曼指数(*HHI*)和银行业集中度指标(*CR*)衡量。其中,*HHI_i*计算方式为加总县域内各类银行网点数量份额的平方和,*CR_{ni}*计算方式为前*n*大银行网点数量总和占县域内所有银行网点数量总和的比重。

$$HHI_i = \sum_{j=1}^{N_i} (branch_{ji} / \sum_{j=1}^{N_i} branch_{ji})^2 \quad (7)$$

$$CR_{ni} = \sum_{j=1}^n (branch_{ji} / \sum_{j=1}^{N_i} branch_{ji}) \quad (8)$$

在(7)和(8)式中,*branch_{ji}*表示第*j*家银行在*i*县内的网点数量;*N_i*表示*i*县内所有银行网点数量。*HHI_i*和*CR_{ni}*的值域为[0,1],且均为负向指标,*HHI_i*和*CR_{ni}*的值越大,表示银行业市场竞争程度越低。基于详细的银行网点数据,本文构建了县域银行业市场结构指标,包括*HHI*、第一大银行市场集中度(*CR₁*)、前三大银行市场集中度(*CR₃*)及前五大银行市场集中度(*CR₅*)指标。银行网点数量来自银保监会发布的全国金融机构金融许可证信息和全国企业信用信息系统中已退出的金融机构信息。

3.县级变量。本文控制了农村金融机构所在县级地区的人均国内生产总值(*Gdppc*)、第一产业增加值占比(*Primary*)、第二产业增加值占比(*Secondary*)、城镇固定资产投资占*GDP*比重(*Invest*)、公共财政支出占*GDP*比重(*Expen*)及人口规模(*Popu*)。县级数据来自《中国县域统计年鉴》和各省统计年鉴。

4.银行变量。本文控制了农信社和农商行的改制状况(*Reform*)、规模(*Size*)、资本充足率(*Car*)、存贷比(*Ltd*)、流动性水平(*Liquidity*)及法人股占比(*Share*)。以上变量同样来自银保监会内部监管数据。

5.地理变量。陆铭和向宽虎(2012)的研究显示,地理禀赋在经济发展中具有重要作用,可能会影响农村金融机构的信贷结构。本文在回归方程中加入地理禀赋与年份固定效应的交互项,从而控制地理禀赋对农村金融机构三农贷款随时间变化的影响。具体地,地理禀赋包括该地区与海岸线的距离(*Coast*)、与港口的距离(*Port*)、坡度(*Slope*)及海拔(*Height*)。各地区与海岸线和港口的距离为各县质心距离海岸线和港口最短的大圆距离,使用地理信息系统(GIS)计算得到;各地区坡度和海拔也通过地理信息系统计算得到。

表1是本文主要变量的定义和描述性统计^①。从中可知,县域地区银行业市场结构异质性较大,为本文识别贷款利率市场化的影响提供了充足的变异(variation)。例如,在新疆和田县^②,2013年只有1家银行($HHI=1$),县域内不存在银行间竞争,放松贷款利率下限管制对和田县银行价格竞争的影响几乎可以忽略;而在江苏昆山市,2013年银行业 HHI 为0.116,域内最大的银行网点数占比仅为0.180,银行业呈高度竞争状态,因此在放松贷款利率管制赋予银行自主定价权后,昆山市内银行价格竞争的程度将会大大提升。为避免极端值对回归结果可能产生的影响,本文对主要连续变量1%分位数以下和99%分位数以上的样本使用缩尾法进行处理。

表1 主要变量定义与描述性统计

变量符号	变量定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
HHI_{2013}	2013年县域银行业 HHI	7168	0.364	0.104	0.116	1
CR_1	2013年县域第一大银行网点数占比	7168	0.52	0.119	0.165	1
CR_3	2013年县域前三大银行网点数占比	7168	0.86	0.086	0.423	1
CR_5	2013年县域前五大银行网点数占比	7168	0.946	0.052	0.636	1
$Ragriloan$	农户和中小企业贷款/总贷款	7168	0.861	0.114	0.155	0.984
$Gdppc$	人均GDP对数值(元)	7168	10.071	0.706	8.6	12.107
$Primary$	第一产业增加值/GDP	7168	0.213	0.111	0.022	0.551
$Secondary$	第二产业增加值/GDP	7168	0.439	0.153	0.097	0.797
$Invest$	城镇固定资产投资/GDP	7168	0.81	0.38	0.134	1.688
$Expen$	公共财政支出/GDP	7168	0.275	0.202	0.021	2.177
$Popu$	县域人口对数值(万人)	7168	3.628	0.755	1.099	5.438
$Reform$	农信社是否改制农商行(0/1)	7168	0.196	0.397	0	1
$Size$	银行资产对数值	7168	12.718	0.781	10.912	14.809
Car	所有者权益/总资产	7168	0.065	0.022	0.028	0.109
Ltd	贷款余额/存款余额	7168	0.657	0.116	0.373	0.996
$Liquidity$	流动性资产/总资产	7168	0.415	0.092	0.112	0.574
$Share$	法人股/总股份	7168	0.287	0.211	0	0.832
$Coast$	县域与海岸线的距离(公里)	7168	684.225	690.257	0.014	3651.203
$Port$	县域与港口的距离(公里)	7168	689.727	690.251	16.82	3659.803
$Slope$	县域平均坡度(度)	7168	12.861	6.628	1.089	33.781
$Height$	县域平均高度(米)	7168	764.577	677.205	4.832	4664.838

① 后文稳健性检验、机制检验、农村金融机构层面分析等部分还涉及其他变量,这些变量的定义与描述性统计见本刊网站(www.jweonline.cn)本文补充材料。

② 新疆包含3个与“和田”相关的行政区划:和田地区、和田市及和田县,本文指和田县。

四 经验分析

(一) 基准回归

本部分考察贷款利率市场化对农村金融机构信贷结构调整的影响,基准回归结果见表2。为确保结果稳健,我们采取逐步回归法,在第(1)列仅控制年份固定效应、个体固定效应及地理禀赋效应;在第(2)列加入地区特征变量;在第(3)列继续添加银行特征变量。表2回归结果显示,HHI2013与POST的交互项与农村金融机构农户和中小企业贷款占比显著负相关,即在贷款利率市场化后,银行业竞争程度越高地区(HHI越低),农村金融机构农户和中小企业贷款增长越快。这表明贷款利率市场化能够推动农村金融机构回归本源,增加对农户和中小企业的贷款。

下面我们考察贷款利率市场化对农村金融机构信贷结构调整的经济显著性。根据表2第(3)列的回归结果,如果一个地区银行业HHI减少1个标准差(0.104),那么在贷款利率市场化后,该地区农村金融机构的农户和中小企业贷款占比将增加2.11个百分点。换一种更直观的解释方法,2013年在全国县级地区(不包括市辖区)中,江苏省昆山

表2 贷款利率市场化对农村金融机构农户和中小企业贷款占比的影响

	(1)	(2)	(3)
<i>HHI2013 × POST</i>	-0.186*** (0.032)	-0.196*** (0.031)	-0.203*** (0.031)
<i>Gdppc</i>		-0.019 (0.018)	-0.028 (0.018)
<i>Primary</i>		-0.082* (0.044)	-0.082* (0.045)
<i>Secondary</i>		0.039 (0.042)	0.047 (0.041)
<i>Invest</i>		-0.003 (0.006)	-0.003 (0.006)
<i>Expen</i>		0.001 (0.021)	-0.005 (0.022)
<i>Popu</i>		0.058 (0.043)	0.046 (0.042)
<i>Reform</i>			-0.021*** (0.004)
<i>Size</i>			0.016 (0.013)
<i>Car</i>			0.464*** (0.118)
<i>Ltd</i>			-0.018 (0.031)
<i>Liquidity</i>			-0.005 (0.027)
<i>Share</i>			0.024* (0.013)
观测值	7168	6144	6144
R ²	0.152	0.182	0.197

说明: *、**及***分别表示10%、5%及1%的显著性水平,括号内的值为银行(县级地区)聚类稳健标准误,后表同。所有回归均控制了地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应。

市银行业 *HHI* 最低, 仅为 0.116, 而位于苏北地区的沛县银行业 *HHI* 为 0.239。如果沛县银行业 *HHI* 达到昆山市水平, 那么在 2013 年取消贷款利率管制后, 沛县农村金融机构的农户和中小企业贷款将增加 2.60 个百分点, 这表明贷款利率市场化对农村金融机构信贷结构调整具有经济意义。

从控制变量的回归结果看, 在影响农村金融机构回归本源的地区层面因素中, 第一产业占比估计系数显著为负, 反映出农业部门受到较为严重的信贷约束。在银行层面因素中, 改制状况系数显著为负, 表明农村金融机构商业化改制后出现了一定程度的离农现象; 资本充足率和法人股占比系数均显著为正, 说明增强农村金融机构资本实力和提升法人股占比均有利于促进金融支农。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。我们使用双重差分方法需满足平行趋势条件, 即在 2013 年贷款利率市场化前, 银行业竞争程度较高与较低的地区, 农村金融机构的农户和中小企业贷款占比没有趋势性差异。本文通过事件研究法(event study)进行平行趋势检验, 回归方程设定如下:

$$Ragriloan_{it} = \beta_0 + \beta_1 MS_i \times yr2011 + \dots + \beta_3 MS_i \times yr2016 + \beta_6 County_{i,t-1} + \beta_7 Bank_{i,t-1} + \beta_8 (Geo_i \times \lambda_t) + \tau_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, *yr2011* 表示年份虚拟变量, 当 *t* 等于 2011 时, 取值为 1, 否则为 0; *yr2012* 至 *yr2016* 的变量定义与 *yr2011* 类似。本文将 2013 年作为基期, 因此在回归中剔除 *yr2013*。 β_1 至 β_3 即为相较于 2013 年, 2011-2016 年银行竞争程度不同地区的农村金融机构农户和中小企业贷款占比差异。图 1 描绘了(9)式中事件研究各期的回归系数及其 95% 的置信区间。

从中可知, 2011 和 2012 年估计系数接近于 0, 表明 2011 和 2012 年处理组与对照组(不同银行竞争程度地区)农村金融机构农户和中小企业贷款占比差异与 2013 年(基期)无显著差异, 满足平行趋势假设。2014-2016 年估计系数显著不为 0, 且为负数, 表明在 2013 年放松贷款利率下限管制后, 相

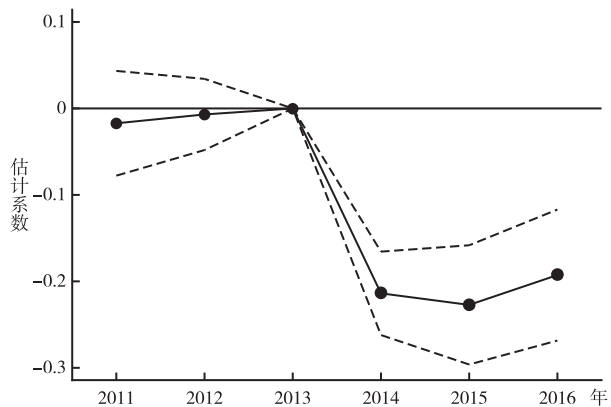


图 1 平行趋势检验

较于银行业竞争较弱地区,竞争程度较强地区的农村金融机构农户和中小企业贷款占比显著增长,动态效应与基准回归一致。

2.改变银行业市场结构度量方式。在前文识别策略中,银行业市场结构相当于提供了贷款利率市场化对不同地区贷款价格竞争影响程度的权重。所以,对银行业市场结构的准确度量十分重要。在基准回归中,本文使用2013年各地银行业 HHI 度量银行业市场结构,未采用时变的银行业 HHI 是为缓解反向因果问题。下面我们使用另外4类度量方式进行稳健性检验:第一,使用2010-2012年(放松贷款利率下限管制之前年份)银行业 HHI 度量银行业市场结构;第二,分别利用2013年县域第一大银行网点数占比(CR_1)、县域前三大银行网点数占比(CR_3)和县域前五大银行网点数占比(CR_5)度量银行业市场结构。第三,使用2013年农村金融机构所在地级市的银行业 HHI (HHI_{pref})作为度量指标,从而缓解农村金融机构跨县域开展业务带来的干扰。第四,根据 $HHI2013$ 指标的中位数,生成虚拟变量 $DummyHHI$ 。当 $HHI2013$ 大于等于中位数时, $DummyHHI$ 等于1,表示银行业 HHI 较高组;当 $HHI2013$ 小于中位数时, $DummyHHI$ 等于0,表示银行业 HHI 较低组。虚拟变量 $DummyHHI$ 将 $HHI2013$ 信息压缩为0-1维度,更符合经典双重差分法的要求。

表3汇报了在改变银行业市场结构度量方式后,贷款利率市场化对农村金融机构农户和中小企业贷款占比影响的回归结果。其中,第(1)-(3)列的度量指标分别为2010、2011及2012年银行业 HHI ;第(4)-(6)列度量指标分别为2013年银行业 CR_1 、 CR_3 及 CR_5 ;第(7)列度量指标为 HHI_{pref} ;第(8)列度量指标为 $DummyHHI$ 。各列估计结果显示,在改变银行业市场结构度量方式后,回归系数的显著性和方向均没有发生变化,且系数大小也保持稳定,说明基准回归的结果是稳健的。

表3 稳健性检验:改变银行业市场结构度量方式

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$HHI2010 \times POST$	-0.158*** (0.029)							
$HHI2011 \times POST$		-0.187*** (0.031)						
$HHI2012 \times POST$			-0.208*** (0.032)					
$CR_1 \times POST$				-0.176*** (0.029)				
$CR_3 \times POST$					-0.170*** (0.035)			

贷款利率市场化与农村金融机构回归本源

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$CR_5 \times POST$						-0.265*** (0.060)		
$HHI_{pref} \times POST$							-0.080** (0.039)	
$DummyHHI \times POST$								-0.015** (0.006)
观测值	6144	6144	6144	6144	6144	6144	6144	6144
R ²	0.191	0.195	0.198	0.196	0.188	0.186	0.180	0.181

说明:所有回归均控制了地区变量、银行变量、地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应。

3. 更换被解释变量度量方式和聚类方式。首先,更换被解释变量的度量方式。在基准回归中,本文选取农户和中小企业贷款占比作为被解释变量,接下来分别选取农户和中小企业贷款余额及农户贷款户数作为替代性指标。农户和中小企业贷款余额能直接反映农村金融机构对普惠群体的贷款力度,农户贷款户数更能体现农村金融机构服务三农的广度。表4的第(1)和(2)列回归结果表明,放松贷款利率下限管制能促使农村金融机构增加农户和中小企业贷款,并向更多的农户发放贷款。其次,更换聚类方式。在基准回归中,本文使用了银行层面(县级层面)的聚类稳健标准误。然而,农信社和农商行在日常经营管理中受省联社的管理,同一个省份的农信社和农商行在不同时期的扰动项可能存在相关性。因此,我们将回归系数的标准误聚类到更高层级——省级层面,进行稳健性检验。表4第(3)列汇报的相关结果显示,在将标准误聚类到省级层面后,回归结果的显著性和大小依旧稳健。

表4 稳健性检验:更换被解释变量度量方式和聚类方式

	(1)	(2)	(3)
	log(农户和中小企业贷款余额)	log(农户贷款户数)	农户和中小企业贷款占比
$HHI_{2013} \times POST$	-0.510*** (0.060)	-0.563*** (0.175)	-0.203*** (0.039)
聚类层级	县级	县级	省级
观测值	6144	6144	6144
R ²	0.835	0.182	0.197

说明:所有回归均控制了地区变量、银行变量、地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应。

4. 置换检验。为检验估计结果是否是由某些不可观测的偶然因素驱动,本文借鉴 Chetty *et al.* (2009) 的做法进行置换检验。通过随机分配地区银行业市场结构,构造虚拟的受处理状态,并以此回归得到虚拟自变量回归系数。利用蒙特卡洛模拟将上述操作重复 1000 次,得到 1000 个虚拟自变量回归系数的分布(见图 2)。这些虚拟系数平均值为 0.0001,标准差为 0.0044,大体呈以 0 为中心的正态分布,t 检验也显示不能拒绝虚拟系数等于 0 的原假设。而本文基准回归得到的估计系数为 -0.203,显著不等于 0。这说明本文基准回归结果不是由不可观测的偶然因素驱动的,具有稳健性。

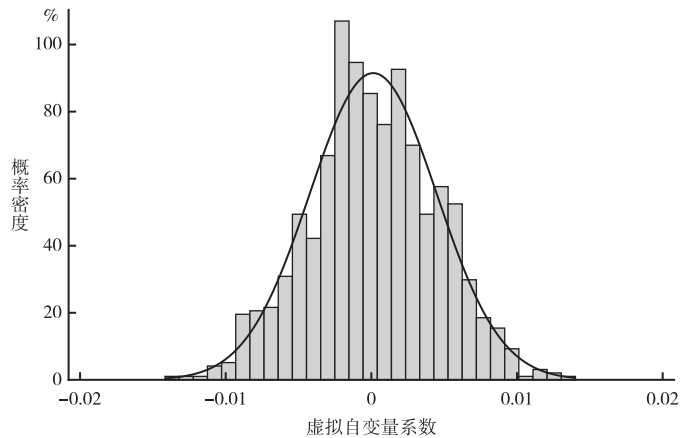


图2 置换检验估计系数分布

5. 其他稳健性检验。(1) 忽略时间序列信息。本文关注的被解释变量——农村金融机构的信贷结构在时间序列上存在相关性。Bertrand *et al.* (2004) 发现当被解释变量存在序列相关时,双重差分估计结果的标准差低于真实值,进而会过度拒绝原假设。为克服这一问题,Bertrand *et al.* (2004) 提出了一种简单实用的方法:对政策冲击前后的数据取平均值,将多期面板数据压缩为政策冲击前后 2 期面板数据,从而忽略面板数据的时间序列信息。本文遵循上述方法,将样本压缩为 2013 年放松贷款利率下限管制政策发生前后 2 期样本,再次进行双重差分估计。表 5 第(1)列汇报的相关回归结果与基准回归一致,表明农村金融机构信贷结构在时间序列上的相关性对研究结论影响有限。

(2) 缩短样本时间窗口。本文样本区间为 2010–2016 年,时间跨度较长,样本回归时可能会受到其他政策冲击的干扰。特别是自 2014 年以来,中央银行多次实施结构性货币政策操作,可能会影响本文核心结论。为规避这一问题,我们将缩短样本时间窗口进行稳健性检验。表 5 第(2)–(4)列分别将样本区间限制为 2012–2013、2012–2014 及 2011–2015 年。其中,当样本区间为 2012–2013 年时,放松贷款利率下限管制的 2013 年, $POST=1$, 2012 年时 $POST=0$ 。回归结果仍保持稳健,说明样本区间内其他政策冲击对本文核心结论的影响有限。

贷款利率市场化与农村金融机构回归本源

表5 稳健性检验:农户和中小企业贷款占比

稳健性处理	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	忽略时间序列信息	缩短样本时间窗口			控制地区-年份效应	
<i>HHI2013</i> × <i>POST</i>	-0.203*** (0.033)	-0.0399** (0.020)	-0.207*** (0.026)	-0.211*** (0.030)	-0.207*** (0.032)	-0.206*** (0.032)
时间窗口	2010-2016	2012-2013	2012-2014	2011-2015	2010-2016	2010-2016
省份×年份效应					控制	
城市×年份效应						控制
观测值	2048	2048	3072	5120	6144	6144
R ²	0.245	0.097	0.134	0.143	0.203	0.201

说明:所有回归均控制了地区变量、银行变量、地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应。

(3)控制地区-年份联合固定效应。中央政府十分重视普惠金融发展,着力让所有市场主体都能分享金融服务。近年来,先后出台了《推进普惠金融发展规划(2016-2020年)》等一系列文件,推动普惠金融服务和保障体系的建设。在中央支持下,各地也会因地制宜,先后出台一些符合当地实际情况的政策,促使农村金融机构增加普惠贷款投放。为控制不同地区随时间变化的因素对当地农村金融机构普惠贷款的影响,本文在回归中添加地区-年份固定效应,从而得到更干净的因果识别结果。表5第(5)和(6)列分别控制了省份-年份和城市-年份固定效应,回归结果保持稳健,进一步增强了本文结论的可信性。

(三)机制检验

理论分析表明,放松贷款利率下限管制将加剧非农部门信贷竞争,导致金融机构向非农部门贷款利率下降,农业部门与非农部门贷款的边际利润趋同,进而促使农村金融机构回归本源。农业部门贷款风险和成本相对更高,金融机构发放农业部门贷款利率大于非农部门贷款利率,因此农业部门与非农部门的贷款边际收益趋同,意味着农村金融机构向农业部门与非农部门放贷的利差增大。基于上述分析,放松贷款利率下限管制促进农村金融机构回归本源的作用机制包含两方面:第一,放松贷款利率下限管制会促使非农部门贷款利率下降;第二,放松贷款利率下限管制导致农业部门与非农部门贷款利率差距增大。

在经验分析中,本文用农村金融机构涉农贷款利率度量农业部门贷款利率,用农村金融机构非涉农贷款利率度量非农部门贷款利率。表6汇报了机制检验结果,其

中第(1)–(3)列的被解释变量为非农贷款利率;第(4)–(6)列的被解释变量为涉农与非农贷款利差。表6的结果表明,在放松贷款利率下限管制后,银行业竞争程度越高的地区(*HHI*越低),农村金融机构非农贷款利率越低,涉农贷款与非农贷款利差越大。上述结果表明贷款利率市场化会显著降低非农贷款利率,扩大涉农与非农贷款利差,从而支持本文的机制检验。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非农贷款利率			涉农与非农贷款利差		
<i>HHI</i> 2013 × <i>POST</i>	0.592 (0.398)	1.002*** (0.387)	0.908** (0.383)	-0.280* (0.165)	-0.318* (0.169)	-0.304* (0.170)
银行变量			控制			控制
地区变量		控制	控制		控制	控制
观测值	7168	6144	6144	7168	6144	6144
R ²	0.273	0.320	0.328	0.009	0.009	0.010

说明:所有回归均控制了地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应。

(四)对农村金融机构其他结果的影响

1.对农村金融设施建设的影响。前文研究表明,贷款利率市场化会促使农村金融机构调整信贷结构,提高普惠程度。但普惠金融不仅关注弱势群体的信贷状况,还关注其获取金融服务的便利性(李建军等,2020)。因此,本文下面考察贷款利率市场化能否促使农村金融机构在农村地区提供更多的金融设施。我们选取农村地区POS机和ATM机的数量衡量农村金融机构的涉农金融设施建设情况。农村地区较偏远,交易不便,建设更多的POS和ATM机有利于满足农村居民的金融服务需求。表7第(1)和(2)列的回归结果表明,贷款利率市场化能促进农村金融机构的涉农金融设施建设,从而向农村地区提供更多的金融服务。

2.对银行收益和风险的影响^①。从长期看,利率市场化对优化资金配置和提升商业银行经营效率具有重要作用(易纲,2021)。但短期内利率市场化改革将加剧金融业竞争,商业银行经营的波动性和不可控性将会加大(刘莉亚等,2017)。为探讨贷款利率市场化改革对农村金融机构收益和信用风险的影响,本文用资产收益率(*Roa*)度

① 作者感谢匿名评审专家的宝贵意见。

贷款利率市场化与农村金融机构回归本源

量收益,用不良贷款率度量信用风险。表7第(3)和(4)列汇报的相关回归结果表明,贷款利率市场化对农村金融机构收益有显著的负向影响,但对信用风险的影响并不显著。信用风险系数不显著的原因可能是农村金融机构作为地方性法人,根植于当地,能够利用地方软信息或关系型贷款等方式提高贷款的监督能力(Petersen and Rajan, 1995; Herrera and Minetti, 2007; Levine *et al.*, 2020),从而降低信用风险。

表7 贷款利率市场化对银行层面其他变量的影响

表7	贷款利率市场化对银行层面其他变量的影响				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	log(POS机数量)	log(ATM机数量)	<i>Roa</i>	不良贷款率	涉农贷款利率
<i>HHI2013</i> × <i>POST</i>	-0.489* (0.263)	-0.304*** (0.091)	0.003* (0.002)	-0.008 (0.023)	0.073 (0.341)
银行变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	6144	6144	6144	6144	6144
R ²	0.536	0.63	0.147	0.097	0.429

说明:所有回归均控制了地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应。

3. 对涉农贷款利率的影响。在放松贷款利率下限管制后,农村金融机构会如何调整农户和中小企业贷款利率?表7第(5)列的回归结果显示,*HHI2013*与*POST*交互项对涉农贷款利率的影响在统计意义上不显著,在经济意义上系数也较小。因此,在贷款利率下限管制放松后农村金融机构没有明显调整农户和中小企业贷款利率,但显著提高了农户和中小企业贷款供给,具有普惠效应。

五 进一步讨论

当前中国农村金融机构正处于改革转型期。一方面,农村金融机构正在经历商业化转型——农信社改制农商行,且商业化程度越来越高;另一方面,随着中国资本市场的发展,直接融资在社会融资中的重要性不断提高,传统银行信贷业务不断受到挤压。在上述背景下,贷款利率市场化如何影响农村金融机构信贷结构调整,是本文关注的重点。

(一)农村金融机构商业化转型的影响

为深化农信社改革,改进农村金融服务,2003年国务院下发15号文《深化农村信用社改革试点方案》,其中一项重要内容就是产权制度改革。考虑当时农信社的实际情况,15号文给出了股份制和股份合作制两种改革方案,分别对应农商行和农合行。从改革效果看,多数农信社选择了股份合作制改造。截至2010年年底,农合行和农商行数量分别达到223

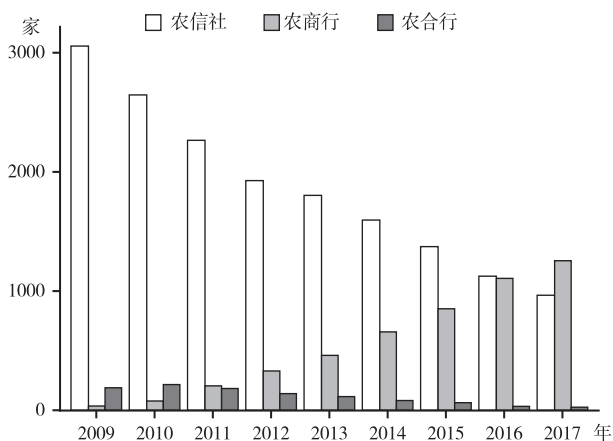


图3 农信社商业化改制进程

数据来源:2009-2017年中国银行业监督管理委员会年报。

和85家。2010年银监会印发《关于加快推进农村合作金融机构股权改造的指导意见》,确立了股份化改革的目标,新一轮产权改革正式启动。在自上而下的推动下,农信社股份制改革进程明显加快(见图3)。至2017年,农商行、农合行及农信社的数量分别为1262、33及965家。

农信社改制为农商行后,一项重要的变化是经营自主权得到提升。根据2003年国务院15号文的规定,地方政府成立省级农村信用社联合社(以下简称省联社)管理全省农信社。省联社掌管全省农信社的人事权、大额财务审批权和业务指导权(马九杰等,2020),一定程度上干扰了农信社的自主经营。而农信社改制为农商行后,自主经营权明显提升。这是因为一方面农商行股权结构优化,公司治理更完善,能够抵抗外部人干预;另一方面省联社对农信社和农商行采取差别化管理,减少了对农商行的干预。由于农商行的自主经营权更大,商业化程度更高,其对贷款利率市场化的感知也更敏锐。因此一个合理的推论是,在贷款利率市场化后,随着银行间针对非农部门信贷价格竞争的加剧,农商行信贷结构的调整程度大于农信社。

本文对这一推论进行了验证(结果见表8),在 HHI_{2013} 和 $POST$ 交互项的基础上,进一步交互 $Reform$ 。当农信社股份化改制为农商行时, $Reform$ 取值为1,否则为0。表8的回归结果发现,在放松贷款利率下限管制后,银行业竞争程度越高的地区,农商行相比于农信社的农户和中小企业贷款占比越高,从而验证了上述推论。

贷款利率市场化与农村金融机构回归本源

表 8 农村金融机构商业化改革的异质性影响:农户和中小企业贷款占比

	(1)	(2)	(3)
$HHI_{2013} \times POST \times Reform$	-0.163** (0.065)	-0.144** (0.061)	-0.146** (0.061)
银行变量			控制
地区变量		控制	控制
观测值	7168	6144	6144
R ²	0.189	0.211	0.223

说明:所有回归均控制了地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应,也控制了三交互项的两交互项和主项。

(二)直接融资发展的影响

近年来中国资本市场发展迅速,已建成全球第二大的股票、债券市场和领先的商品期货市场。资本市场等直接融资方式的发展挤压了传统银行的信贷业务,给银行业带来巨大的经营压力。根据《中国金融年鉴》和中国人民银行官网的数据统计,中国股票和企业债券融资占社会融资规模的比重从2002年的5%增长到15%,而人民币贷款占社会融资规模的比重则从2002年的92%降低到2020年的57%。在直接融资不断发展的背景下,银行对公信贷业务受到挤压,转而更重视小微客户(Boot and Thakor, 2000)。这也意味着在贷款利率市场化后,受直接融资发展冲击越大的银行越倾向于回归本源。

农信社和农商行是地方性法人,区域经营特征明显,所以不同地区农信社和农商行受直接融资发展的冲击存在区别。一个地区的企业在资本市场的融资活动越活跃,该地区银行受直接融资的冲击越大。因此,本文利用一个地区的企业在资本市场的融资活跃度衡量该地区银行受直接融资影响的程度,进而考察在直接融资不断发展的背景下,贷款利率市场化对农村金融机构信贷结构调整的影响。县域企业主要通过股市和债市进行资本市场融资,因此我们利用3个指标度量一个地区企业在资本市场的融资活跃度:县域是否有公司上市(Cap1)、县域上市公司数量(Cap2)及县域是否有公司上市或发债(Cap3)^①。

^① Cap1和Cap2均为县域企业利用股市融资的状况,没有考虑债市融资的状况。这是因为企业通过股市和债市融资的影响不同,无法将一个地区的上市公司数量和企业发债数量直接相加。此外,中国债券市场发展较为落后,特别是企业债市场被认为是中国最落后的金融市场(Allen et al., 2012),这导致县域企业在样本区间(2010-2016年)通过债市融资的数量相对较少,股市融资更能反映县域企业利用资本市场的程度。

表9汇报的相关回归结果表明,在放松贷款利率下限管制后,直接融资越发达地区,农村金融机构的农户和中小企业贷款占比越高。这表明在直接融资不断发展的背景下,贷款利率市场化对农村金融机构回归本源的影响更明显。

表9 直接融资发展的异质性影响:农户和中小企业贷款占比

	(1)	(2)	(3)
	Cap1	Cap2	Cap3
$HHI2013 \times POST \times Cap1$	-0.339*** (0.081)		
$HHI2013 \times POST \times Cap2$		-0.261*** (0.046)	
$HHI2013 \times POST \times Cap3$			-0.350*** (0.080)
银行变量	控制	控制	控制
地区变量	控制	控制	控制
观测值	6144	6144	6144
R ²	0.284	0.254	0.271

说明:所有回归均控制了地理禀赋与年份固定效应的交互项、年份固定效应及个体固定效应,也控制了三交互项的两交互项和主项。

六 结论

促进农民增收致富和农村共同富裕,需要全面振兴乡村,乡村振兴的实现离不开金融资源的大量投入。因此,如何促使银行业支持三农的主力军——农信社和农商行等农村金融机构回归本源,加大对乡村振兴的支持力度成为现阶段各方关注的焦点。本文利用中国2010–2016年1024家农信社和农商行的详细贷款数据,借助2013年放松贷款利率下限管制这一外生冲击,探讨了贷款利率市场化是否有助于农村金融机构回归本源,加大对农户和中小企业的金融支持。研究发现,放松贷款利率下限管制能够促使农村金融机构回归本源,且商业化程度越高、所在地直接融资越发达的农村金融机构回归本源的度越高。作用机制在于放松贷款利率下限管制加剧了非农部门信贷价格竞争,缩小了银行向非农部门和农业部门放贷的边际收益差距。此外,放松贷款利率下限管制在短期内可能会对农村金融机构的收益产生不利影响,但对信用风险没有显著影响。

本研究政策含义体现在两方面:第一,深化利率市场化改革,建立由市场供求决定的利率形成机制。本文结果表明推动利率市场化改革有助于优化金融资源配置,增强金融服务实体经济的能力,并为乡村振兴提供更多的资金支持。第二,在推进利率市场化过程中,关注金融机构的经营与风险状况。长期以来,存贷息差收入是中国银行业最主要的利润来源。利率市场化的推进冲击了银行原有的盈利模式,短期内可能会对银行的利润和风险存在负向影响,因此在推进利率市场化改革过程中,监管部门应密切关注金融机构的经营与风险状况。

参考文献:

部栋玺、项后军(2020):《多重市场竞争与银行风险承担——基于利率市场化及不同监管维度的视角》,《财贸经济》第7期。

蒋海、张小林、陈创练(2018):《利率市场化进程中商业银行的资本缓冲行为》,《中国工业经济》第11期。

李建军、彭俞超、马思超(2020):《普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析》,《经济研究》第4期。

林毅夫、李永军(2001):《中小金融机构发展与中小企业融资》,《经济研究》第1期。

刘莉亚、李明辉、孙莎、杨金强(2014):《中国银行业净息差与非利息收入的关系研究》,《经济研究》第7期。

刘莉亚、余晶晶、杨金强、朱小能(2017):《竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗?——中国利率市场化进程的微观证据》,《经济研究》第5期。

刘明康、黄嘉、陆军(2018):《银行利率决定与内部资金转移定价——来自中国利率市场化改革的经验》,《经济研究》第6期。

陆铭、向宽虎(2012):《地理与服务业——内需是否会城市体系分散化?》,《经济学(季刊)》第3期。

马九杰、亓浩、吴本健(2020):《农村金融机构市场化对金融支农的影响:抑制还是促进?——来自农信社改制农商行的证据》,《中国农村经济》第11期。

彭建刚、王舒军、关天宇(2016):《利率市场化导致商业银行利差缩窄吗?——来自中国银行业的经验证据》,《金融研究》第7期。

申创、赵胜民、李莹(2020):《利率市场化、非利息收入与银行净息差——兼论分类非利息收入的差异化影响路径》,《统计研究》第5期。

王东静、张祥建(2007):《利率市场化、企业融资与金融机构信贷行为研究》,《世界经济》第2期。

汪昌云、钟腾、郑华懋(2014):《金融市场化提高了农户信贷获得吗?——基于农户调查的实证研究》,《经济研究》第10期。

项后军、闫玉(2017):《理财产品发展、利率市场化与银行风险承担问题研究》,《金融研究》第10期。

杨箐、王红建、戴静、许传华(2019):《放松利率管制、利润率均等化与实体经济“脱实向虚”》,《金融研究》第6期。

易纲(2021):《中国的利率体系与利率市场化改革》,《金融研究》第9期。

张伟华、毛新述、刘凯璇(2018):《利率市场化改革降低了上市公司债务融资成本吗?》,《金融研究》第10期。

张宗益、吴恒宇、吴俊(2012):《商业银行价格竞争与风险行为关系——基于贷款利率市场化的经验研究》,

《金融研究》第7期。

赵平、姚耀军(2022):《中国利率市场化改革对中小民营企业融资约束的影响——引入银行信贷风险定价能力作用的再考察》,《财经研究》。

周振、伍振军、孔祥智(2015):《中国农村资金净流出的机理、规模与趋势:1978-2012年》,《管理世界》第1期。

Allen, F.; Qian, J.; Zhang, C. and Zhao, M. “China’s Financial System: Opportunities and Challenges.” *NBER Working Papers*, No.17828, 2012.

Berger, A. N. and Udell, G. F. “The Economics of Small Business Finance: The Roles of Private Equity and Debt Markets in the Financial Growth Cycle.” *Journal of Banking & Finance*, 1998, 22(6), pp.613-673.

Berger, A. N.; Miller, N. H.; Petersen, M. A.; Rajan, R. G. and Stein, J. C. “Does Function Follow Organizational Form? Evidence from the Lending Practices of Large and Small Banks.” *Journal of Financial Economics*, 2005, 76(2), pp.237-269.

Berger, A. N.; Hasan, I. and Zhou, M. “The Effects of Focus versus Diversification on Bank Performance: Evidence from Chinese Banks.” *Journal of Banking & Finance*, 2010, 34(7), pp.1417-1435.

Bertrand, M.; Duflo, E. and Mullainathan, S. “How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?” *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119 (1), pp.249-275.

Boot, A. W. and Thakor, A. V. “Can Relationship Banking Survive Competition?” *Journal of Finance*, 2000, 55 (2), pp.679-713.

Boyreau-Debray, G. and Wei, S. “Pitfalls of a State-Dominated Financial System: The Case of China.” *NBER Working Papers*, No.11214, 2005.

Carbo-Valverde, S.; Rodriguez-Fernandez, F. and Udell, G. F. “Bank Market Power and SME Financing Constraints.” *Review of Finance*, 2009, 13(2), pp.309-340.

Chetty, R.; Looney, A. and Kroft, K. “Salience and Taxation: Theory and Evidence.” *The American Economic Review*, 2009, 99(4), pp.1145-1177.

Chong, T. T.; Lu, L. and Ongena, S. “Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small-and Medium-Sized Enterprises? Evidence from China.” *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37 (9), pp.3412-3424.

Cull, R.; Demirgüç-Kunt, A and Morduch, J. “Microfinance Meets the Market.” *Journal of Economic Perspectives*, 2009, 23(1), pp.167-192.

Dollar, D. and Wei, S. “Das (Wasted) Kapital: Firm Ownership and Investment Efficiency in China.” *NBER Working Papers*, No.13103, 2007.

Herrera, A. M. and Minetti, R. “Informed Finance and Technological Change: Evidence from Credit Relationships.” *Journal of Financial Economics*, 2007, 83(1), pp.223-269.

Huang, Y.; Pagano, M. and Panizza, U. “Local Crowding-out in China.” *Journal of Finance*, 2020, 75 (6), pp.2855-2898.

Levine, R.; Lin, C.; Peng, Q. and Xie, W. “Communication within Banking Organizations and Small Business

Lending.” *Review of Financial Studies*, 2020, 33(12), pp.5750–5783.

Nunn, N. and Qian, N. “The Potato’s Contribution to Population and Urbanization: Evidence from a Historical Experiment.” *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(2), pp.593–650.

Petersen, M. A. and Rajan, R. G. “The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships.” *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2), pp.407–443.

Ponticelli, J. and Alencar, L. S. “Court Enforcement, Bank Loans, and Firm Investment: Evidence from a Bankruptcy Reform in Brazil.” *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(3), pp.1365–1413.

Stiglitz, J. E. and Weiss, A. “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information.” *The American Economic Review*, 1981, 71(3), pp.393–410.

Loan Interest Rate Liberalisation and Rural Financial Institutions’ Loans to Farmers and SMEs

Qi Hao; Wu Benjian; Ma Jiuji

Abstract: Drawing on sampling data from 1024 rural financial institutions, this paper studies the impact of China’s loan interest rate liberalisation on rural financial institutions’ loans to farmers and SMEs, exploiting the event of the 2013 loan interest rate lower bound deregulation reform. The results of the study suggest that deregulation of the lower bound of the interest rate on loans can significantly promote rural financial institutions to return to their roots and increase their financial support to farmers and SMEs. Deregulation of the lower bound of the loan interest rate intensifies credit price competition in the non-agricultural sector and narrows the marginal profit gap between bank lending to the non-agricultural and agricultural sectors. The heterogeneity analysis reveals that rural financial institutions with a higher degree of commercialisation and located in places where direct financing is more developed are likely to increase their financial support to farmers and SMEs. The deregulation of the lower bound of the interest rate on loans also has a negative impact on the returns of rural financial institutions in the short term but has no significant impact on risk. This paper provides some support for deepening the reform of interest rate liberalisation, thereby guiding financing to participate in rural revitalisation.

Key words: interest rate liberalisation, rural financial institutions, loans to farmers and SMEs, rural revitalisation

JEL codes: G21, G18, Q14

(截稿:2022年8月 责任编辑:吴海英)