

地区银行发展对家庭 正规信贷约束缓解的不均衡影响

——基于中国家庭金融调查数据的实证研究

吴 雨 彭嫦燕 秦 芳*

摘要: 本文利用2013年中国家庭金融调查数据,研究了地区银行发展对家庭正规信贷约束的缓解作用。研究发现,地区银行发展有利于缓解家庭面临的正规信贷约束,并提高家庭正规信贷占信贷总额的比重。但进一步研究发现,地区银行发展对不同收入(资产)水平家庭信贷约束的影响存在异质性特征,表现为地区银行发展对低收入(资产)家庭信贷约束的缓解作用较小,对高收入(资产)家庭信贷约束的缓解作用较大。此外,地区银行发展对家庭正规信贷约束的缓解也存在显著的城乡差异,对农村家庭作用较小,对城市家庭作用较大。这说明,地区银行发展虽然从总体上缓解了家庭信贷约束问题,但也带来了更严重的信贷不均问题。本文研究对于理解我国家庭信贷不均现象具有一定的启示意义,同时也为普惠金融政策的制定提供了参考依据。

关键词: 地区银行发展;家庭正规信贷约束;信贷不均

一、引言

金融作为现代经济的核心,其均衡发展对经济协调发展至关重要。金融服务的普及是金融发展的基础。近年来,普惠金融理念日益融入到我国金融发展中,2017年《政府工作报告》中指出鼓励大中型商业银行设立普惠金融事业部。普惠金融意味着经济体中的成年人可以获得并有效利用一系列合适的金融服务,正规信贷服务的获得是普惠金融的题中之义(Demirgüç-Kunt et al., 2015)。然而,目前我国家庭信贷约束问题普遍存在,这在农村家庭中尤为突出(张龙耀、江春, 2011; 李庆海等, 2012)。中国家庭金融调查2013年数据统计结果显示,我国有正规信贷需求的家庭中仅有不到一半(44.8%)的家庭获得银行贷款,大多数家庭面临较为严重的信贷约束问题。受到信贷约束的家庭往往自身资本有限,信贷约束使其无法进行资源的跨期配置,难以实现最优的投资消费决策,最终的累积效应将扩大收入不平等、加大贫富差距(Aghion and Bolton, 1997)、阻碍经济均衡发展。

*吴雨,西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心,邮政编码:611130,电子信箱 wuy@swufe.edu.cn; 彭嫦燕,西南财经大学金融学院,邮政编码:610074,电子信箱 pengchangyan9@163.com; 秦芳,西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心,邮政编码:611130,电子信箱 qinfang@chfs.cn。

本文感谢中央高校基本科研业务费专项资金(项目编号:JBK170978)资助,感谢四川省社科规划项目统计专项(项目编号:SC17TJ022)资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见,文责自负。

随着金融市场的迅速发展,国内银行业覆盖城乡、服务多元、方便快捷的网点布局体系初步形成。截至2016年末,银行业营业网点22.8万个,新增设营业网点3 800多个。^①地区银行的发展是金融环境优化的重要方面,有利于缓解金融市场信息不对称、降低交易成本,从而提高金融服务可得性、缓解家庭信贷约束。从宏观层面看,家庭信贷难题的破解有助于提高经济总体资金配置效率、带动投资和产出,最终促进经济增长。那么,地区银行发展是否可以切实缓解家庭面临的信贷约束问题?地区银行发展对家庭信贷约束的缓解作用在不同类型家庭之间是否存在差异?已有相关研究对这些问题的探讨尚且不足。基于此,本文从家庭层面出发,利用中国家庭金融调查2013年大型微观数据,探讨地区银行发展对家庭正规信贷约束的作用效果及可能带来的信贷不均问题。

本文试图回答,在我国金融业日益发展、银行体系覆盖程度不断加深的背景下,家庭正规信贷约束是否得到了有效缓解?家庭由于自身禀赋差异,在信贷市场上往往会得到不同的“待遇”,那么地区银行发展能否缩小家庭获取金融服务的差距,让金融服务更加普惠?本文采用县(区)每万人银行营业网点数、县(区)每万人ATM数刻画地区银行发展程度,基于2013年中国家庭金融调查微观数据(CHFS),实证分析地区银行发展对家庭正规信贷约束的影响。研究发现,地区银行发展可以缓解家庭面临的正规信贷约束,并且提高家庭正规信贷占比。进一步研究发现,尽管地区银行发展从总体上缓解了家庭面临的信贷约束程度,但也带来了更大的信贷不均问题。这是因为:第一,地区银行发展对不同收入(资产)水平家庭信贷约束的影响存在异质性特征,表现为地区银行发展对贫困家庭(低收入或低资产)信贷约束的缓解作用较小,对富裕家庭(高收入或高资产)信贷约束的缓解作用较大;第二,地区银行发展对正规信贷约束的缓解作用存在显著的地域差异,对农村家庭的作用较小,对城市家庭的作用较大。

本文研究具有重要的理论和实践意义。首先,探讨外部金融环境影响微观经济主体融资行为的文献并不多,且多数以企业为研究对象。家庭是市场经济的基本微观经济主体之一。本文从家庭层面出发,分析地区银行发展与家庭正规信贷约束的关系,补充和完善了这一领域的文献。其次,本文研究为普惠金融政策的实施提供了重要的参考依据。研究发现,金融服务依然存在不均衡性,居住农村或者是相对贫困的家庭都更少享受到地区银行发展的好处,这不利于消除城乡差异、缩小贫富差距。最后,本文从地区银行发展的角度提供了金融发展促进经济增长的微观证据,分析地区银行发展对信贷约束的缓解作用在不同类型家庭之间的差异,则有助于理解金融发展影响收入、财富差距的微观作用机制。

本文以下内容安排如下:第二部分是文献回顾;第三部分是模型设定和变量定义;第四部分是实证估计结果;第五部分进行了内生性讨论和稳健性检验;最后一部分是本文结论。

二、文献回顾

信贷获得对家庭消费、收入、就业等经济活动都具有十分积极的影响(Demirgüç-Kunt et al., 2015),家庭信贷行为是家庭金融领域研究的重点方面。正规信贷需求是分析家庭信贷行为的起点。有正规信贷需求的家庭,可能会因正规信贷的交易成本过高、担心自身资质不

^①数据来源:国家统计局、中国银行业协会发布的《2016年度中国银行业服务改进情况报告》。

足被拒绝、无法承担可能失去抵押品的潜在风险等原因,而没有申请正规信贷;也可能申请了贷款但是被正规金融机构拒绝,这些都会使家庭受到正规信贷约束。Stiglitz 和 Weiss (1981)从理论上分析了金融市场存在信贷配给的原因,指出信贷市场信息不对称使得银行难以判断资金需求者真实的还款能力和意愿,加之需求者不能按照要求提供抵押或担保,导致不符合条件的需求者受到信贷约束。同时,交易成本也是导致信贷约束的另一重要原因。Mushinski (1999)指出正规信贷申请较高的成本使得贫困家庭主动退出正规信贷市场,这在农户信贷中更为明显。这是因为,农户信贷的小额信贷特性使得银行在该类别信贷的审核过程中花费的成本比工商业信贷高(周立,2010)。林毅夫(2003)也认为正规金融机构较严苛、标准的放贷流程导致银行在应对农户信贷这类小额贷款时面临着更高的成本。较高的交易成本不仅会抑制农村地区正规信贷需求,还会从供给层面影响农村金融服务,表现为国有商业银行在股份制改革后纷纷撤并农村网点,农户面临的信贷约束更为严重(汪昌云等,2014)。刘西川和程恩江(2009)从配给机制的角度对农户正规信贷需求受到约束的市场内部原因进行了细致考察,研究发现农户同时遭遇供给信贷约束(包括部分数量配给和完全数量配给)和需求信贷约束(交易成本配给和风险配给)。

家庭信贷行为的影响因素已有诸多文献进行了探讨。首先是人口统计特征变量,如户主年龄、受教育水平、婚姻状况、贷款申请人的声誉等。这些变量能够体现信贷需求者的信誉水平和资质能力,从而会影响家庭的正规信贷获得(梁爽等,2014;杨汝岱等,2011;张龙耀、江春,2011)。其次是家庭特征变量,如抚养比、家庭人口结构、社会网络等(李锐、朱喜,2007;孙永苑等,2016;Tsai,2004),这些因素关系着家庭对信贷资金的需求程度和获取能力。此外,信贷申请数量也是决定信贷配给状况的关键因素(Duong and Izumida,2002)。

本文研究关注的是金融环境对家庭信贷行为的影响。金融发展可以从规模和效率两个方面缓解家庭信贷约束。一方面,金融发展通过金融资源的积累、产品创新和由此带来的规模效应,降低投资者的风险和交易成本,扩大家庭融资规模及提高信贷需求满足度;另一方面,金融发展可以克服“道德风险”和“逆向选择”问题,进而减少信息不对称和契约不完备导致的资本市场缺陷,提高融资效率、缓解家庭融资约束(Love,2003)。围绕金融环境与信贷问题的已有研究主要以企业为研究对象,论证了外部金融环境对企业融资约束的缓解作用(Fafchamps and Schundeln,2013;徐圆、赵莲莲,2015)。少数文献关注了外部金融环境对家庭信贷行为的影响。汪昌云等(2014)基于农户调查数据,发现金融市场化的提高显著降低了农户从正规金融部门的信贷获得。尹志超等(2015)则认为金融可得性的提高显著降低了家庭从非正规信贷市场借入的比例。然而,这些研究都未考虑到信贷需求,仅分析了最终的信贷参与状况,这就很难观测到金融发展对家庭正规信贷约束的真正影响。

此外,还有部分研究发现金融服务的覆盖存在差异性和不均衡性,不同特征的家庭获得金融服务的难易程度不同。银行会根据借款人的财富水平决定发放贷款的数量,较为富裕且能够提供抵押品的家庭,获得银行融资的可能性就越高(Paulson et al.,2006;廖理、张金宝,2011)。因此,有资金需求的贫困家庭只能通过民间渠道弥补资金缺口。然而,无论是正规还是非正规信贷部门,都偏爱富裕且有更多投资机会的农户(汪昌云等,2014)。徐丽鹤和袁燕(2017)进一步证实,非正规信贷市场上同样存在信贷约束,在正规市场上被排挤的贫困农户也难以从民间借贷市场融入资金,而相对比较富有的家庭更容易获得民间借款。

基于对现有文献的梳理,我们发现已有研究存在以下几点不足:(1)多以农村样本家庭为分析对象,而对于全样本家庭以及不同类型家庭信贷行为差异的关注较少;(2)主要涉及家庭人口特征、经济状况等自身因素对信贷行为的影响,对家庭所处的外在环境,尤其是金融环境的关注不够;(3)论述了金融服务对于不同家庭覆盖的不均衡性,但是少有探讨这种不均衡性是否会随着地区银行发展得到改善;(4)对家庭信贷约束的研究,多没有控制住信贷需求,将信贷需求和信贷约束割裂开来分析会导致估计结果存在偏差。为此,本文利用2013年中国家庭金融调查这一大型微观数据,实证分析地区银行发展对家庭信贷约束的缓解作用以及这一作用在不同特征家庭之间的差异,试图弥补已有研究的不足,丰富家庭信贷领域研究成果,并为理解金融发展影响经济增长、收入差距等宏观经济问题提供新的微观解释。

三、数据、变量与模型

(一) 数据介绍

本文使用的是2013年中国家庭金融调查数据(China Household Finance Survey, CHFS)。中国家庭金融调查是由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心自2011年开始在全国范围内开展的大型微观入户调查。该调查采用三阶段分层抽样方法以保证样本数据的全国代表性和省级层面代表性。2013年该调查收集了分布于全国29省(自治区或直辖市)、262县(区或市)、1 048个村(居)委会的28 143户家庭的微观数据。中国家庭金融调查收集了详细的家庭微观信息,包含家庭资产状况、负债状况、收入与支出状况、保险与保障状况,同时还收集了家庭成员的人口学统计特征及就业等各方面的信息。其中,家庭负债模块是中国家庭金融调查的核心内容之一,涵盖了生产经营性负债、住房负债、汽车负债和教育负债等各类用途负债的具体情况,为本文研究家庭信贷约束问题提供了良好的数据支持。

(二) 变量定义

1. 关注解释变量:每万人银行网点数

目前衡量地区金融环境状况的指标主要有两大类。一类是宏观层面指标,常见的有金融机构存款余额占GDP比重、金融机构贷款余额占GDP比重、金融机构存贷款余额占GDP比重(Gimet and Segot, 2011; 孙永强, 2012; 杨子晖、陈创练, 2015)。然而,这些宏观层面指标,难以准确识别金融环境对微观经济主体的影响程度及作用机制。另一类是衡量微观经济主体金融服务获得难易及便利程度的指标。一般采用金融机构网点总数(董晓林、徐虹, 2012; 何志雄、曲如晓, 2015)或者人均网点数量(Mookerjee and Kalipioni, 2010; Beck et al., 2014)来度量。本文关注的是地区银行发展对家庭正规信贷约束的影响,就县域经济发展来讲,当地银行网点数将直接影响到家庭获取信贷服务的成本和便利性,银行营业网点增加可以减少客户与银行之间的信息不对称程度,降低信息搜寻成本,特别是可以将贫困人群的金融服务获取成本控制在合理水平(Leyshon et al., 2007)。金融发展水平越高的地方,金融机构网点布局越密集,家庭越容易获得金融服务,因而这类指标与微观家庭行为有着更为直接的关系。我们沿用Mookerjee和Kalipioni(2010)以及尹志超等(2015)的做法,运用每万人银行营业网点数^①衡量地区银行发展程度。

^①该指标利用国家统计局、银监局官网、县域统计年鉴、百度地图等公开数据整理计算而得。

需要说明的是,本文的关注变量每万人银行网点数可能是内生的。一方面,银行网点数量是金融市场供给和需求共同决定的结果(何志雄、曲如晓,2015),家庭的信贷需求及约束将影响金融机构网点数量,家庭正规信贷需求越旺盛、信贷约束越小的地区,金融机构网点数量一般越多,这可能引致反向因果问题;另一方面,可能存在一些既影响地区银行发展又影响家庭信贷约束的不可观测因素如地区风俗习惯、文化等,这可能导致遗漏变量问题。经过反复尝试,本文最终选择每万人证券营业部数作为工具变量。证券市场是金融市场的重要组成部分,每万人证券营业部数反映了地方证券市场的发达程度。随着提高我国金融市场化程度的提高,顺应商业银行和资本市场发展需求,银行部门和证券部门的交流合作日趋紧密,地区银行业发展和证券业发展高度相关,符合工具变量的相关性条件。证券营业部数量越多的地方,证券市场越发达,微观家庭风险金融市场的参与程度也越高。但是家庭不能从证券营业部获得信贷,并且我们剔除了由于证券市场投资需求引发的信贷行为^①,地方证券营业部数量的多寡难以直接影响家庭信贷行为,满足工具变量的外生性条件。后文的内生性讨论给出的工具变量检验结果也显示,每万人证券营业部数作为每万人银行网点数的工具变量是合适的。一个可能的不足是地方证券营业部数量越多的地方,经济往往也更发达,投资机会也较多,可能吸引聚集更多偏爱投资、信贷需求相对旺盛的家庭,为此我们在回归中控制了反映地区经济发达程度的区县人均 GDP 变量,尽量减少内生性问题带来的估计偏误。

2. 被解释变量:正规信贷约束

围绕家庭正规信贷行为,中国家庭金融调查首先询问家庭的银行贷款拥有情况,并对没有银行贷款的家庭进一步询问原因。具体的原因选项有:不需要、需要但未申请、申请过但被拒绝、曾经有贷款但已还清四个选项。借鉴 Duong 和 Izumida (2002)、刘西川和程恩江 (2009)的做法,本文中有正规信贷需求的家庭包含两类,第一类是拥有银行贷款的家庭,第二类是没有银行贷款且原因是需要但未申请、申请过但被拒绝的家庭,其中第二类家庭受到了正规信贷约束。此外,本文还将检验地区银行发展对家庭信贷结构的影响,采用家庭正规信贷额度占信贷总额的比重(以下简称正规信贷占比)来刻画,以进一步验证地区银行发展对家庭正规信贷行为的影响。

3. 其他解释变量定义

本文实证分析中还控制了可能影响家庭信贷行为的其他因素,主要包括家庭社会网络和政治关系变量(户主及配偶兄弟姐妹数量、中共党员数量)、户主特征变量(户主年龄、户主受教育年限、户主婚姻状况)、家庭风险态度(风险偏好、风险厌恶)、家庭规模(家庭总人口、家庭劳动力人口)、家庭经济状况(家庭净资产和总收入)。为了控制地域的固定效应,回归中加入省份哑变量、农村家庭哑变量,并且控制了县级层面的市县人均 GDP。

(1) 户主年龄^②。该变量为调查年份户主的实际年龄。

^①调查分别询问了家庭由于生产经营、固定资产购买、投资、消费等各种原因发生的正规信贷和非正规信贷行为。我们衡量正规信贷约束的过程时,没有计算家庭因购买股票、基金等金融产品发生的借贷行为,避免了证券营业部数量对家庭信贷行为的可能的直接影响。

^②在初始回归中,考虑可能存在的年龄非线性影响,引入了户主年龄及其平方项,回归结果得到的平方项估计系数显著为负,但趋近于0。我们进一步计算年龄效应的转折点,在各项回归中均为80-84岁之间,因此我们认为年龄对正规信贷行为的影响是线性,最终的回归剔除了年龄的平方项。感谢匿名审稿专家对年龄效应的细致考虑,让本文模型构建得以进一步完善。

(2)户主受教育年限。中国家庭金融调查问卷中关于受教育水平问题的选项包括没上过学、小学、初中、高中、中专、大专、大学本科、硕士研究生、博士研究生共9个选项,本文将依次按照0、6、9、12、13、15、16、19、22年折算为受教育年限。

(3)户主已婚。该变量是哑变量,当户主已婚时取值为1,反之取值为0。

(4)户主及配偶兄弟姐妹数量。该变量用于反映家庭一般性社会关系状况,是指户主直系兄弟姐妹与其配偶直系兄弟姐妹的加总数量。

(5)中共党员数量。该变量统计政治面貌为中共党员的家庭成员数量,用于体现家庭政治关系的强弱。

(6)风险偏好和风险厌恶。中国家庭金融调查问卷设计了“如果你有一笔资产,将选择哪种投资项目?”这一问题以衡量风险态度,该问题共有“高风险、高回报项目”、“略高风险、略高回报项目”、“平均风险、平均回报项目”、“略低风险、略低回报项目”和“不愿意承担任何风险”共五个选项。本文定义选择投资于“高风险、高回报项目”、“略高风险、略高回报项目”的家庭为风险偏好家庭,选择投资于“略低风险、略低回报项目”和“不愿意承担任何风险”的家庭为风险厌恶家庭,选择投资于“平均风险、平均回报项目”的家庭为风险中性家庭。本文在回归分析中以风险中性作为对照组,依次引入风险偏好和风险厌恶哑变量。

(7)家庭总人口和劳动力人口。前者是指家庭成员总数,后者统计年龄为16-64周岁的家庭成员数量。

(8)家庭总收入。该变量统计所有家庭成员的工资性收入、生产经营收入、投资收入、转移性收入等的总和,取对数引入回归方程。

(9)家庭净资产。该变量等于家庭总资产(含房产、生产经营性资产、其他非金融资产、金融资产等)减去家庭负债后的余额,取对数引入回归方程。

(三)模型设定

本文主要参考 Duong 和 Izumida(2002)的做法,使用 Probit 模型估计地区银行发展对家庭正规信贷约束的影响,具体模型设定如下:

$$\Pr(Loan_constraint = 1) = \Phi(\alpha + \beta_1 \times Bank_development + X'\beta_2 + \varepsilon) \quad (1)$$

公式(1)中: $Loan_constraint$ 表示反映正规信贷约束状态的虚拟变量; $Bank_development$ 是关注变量,表示地区银行发展水平,采用县(区)每万人银行网点数来衡量; X 为控制变量,包含上文提到的各项变量。

由于正规信贷占比是截断的,本文使用 Tobit 模型估计地区银行网点数量对正规信贷占比的影响,模型设定如下:

$$\begin{aligned} Loan_ratio^* &= \alpha + \beta_1 \times Bank_development + X'\beta_2 + \varepsilon \\ Loan_ratio &= \max(0, Loan_ratio^*) \end{aligned} \quad (2)$$

公式组(2)中: $Loan_ratio^*$ 是潜变量,表示正规信贷占比。该模型中观察值是被归并的(censored),不能观测到任何小于0的 $Loan_ratio^*$,仅当 $Loan_ratio^* > 0$,观测到 $Loan_ratio^* = Loan_ratio$;而当 $Loan_ratio^* \leq 0$ 时,设 $Loan_ratio = 0$ 。同样地, $Bank_development$ 是关注变量,其他变量与公式(1)相同。

为了进一步验证地区银行发展对不同类型家庭正规信贷约束的影响差异,本文采用分组交叉估计的方法,具体模型如下:

$$\Pr(Loan_constraint = 1) = \Phi(\alpha + \lambda_1 \times Bank_development +$$

$$\sum_{j=2}^k \lambda_j (Bank_development \times Household_type_j) + \sum_{j=2}^k \gamma_j Household_type_j + X'\xi + \varepsilon) \quad (3)$$

公式(3)中: $Household_type$ 表示家庭类型, λ_j 是交叉项的估计系数,表示 $Bank_development$ 对家庭类型 j 的影响与参照组类型家庭间的差异,其他变量与公式(1)相同。

(四)描述性统计

由于本文研究的重点是家庭正规信贷约束问题,样本只选取有正规信贷需求的家庭。为了减少极端值带来的估计偏误,本文删除了家庭总收入上下千分之五的样本和家庭净资产上下千分之五的样本,最终纳入实证分析的家庭样本数为8 547户。本文中变量的描述性统计如下表1所示。从表中可以看出,有正规信贷需求的家庭中,44.8%获得了正规信贷,55.2%受到了正规信贷约束,家庭正规信贷占比平均为35.5%,家庭正规信贷获得状况不容乐观。

表1 变量描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
正规信贷获得	8 547	0.448	0.497	0	1
正规信贷约束	8 547	0.552	0.497	0	1
正规信贷占比	8 547	0.355	0.438	0	1
县(区)每万人银行网点数	8 547	1.655	1.079	0.139	8.886
县(区)每万人ATM数	8 547	3.151	2.275	0.174	15.94
县(区)每万人证券营业部数	8 547	0.106	0.252	0	1.746
户主年龄	8 547	49.48	12.27	16	94
户主受教育年限	8 547	9.078	4.127	0	22
户主男性	8 547	0.822	0.382	0	1
户主已婚	8 547	0.905	0.293	0	1
户主及配偶兄弟姐妹数	8 547	5.501	3.448	0	20
中共党员数量	8 547	0.227	0.492	0	4
风险偏好	8 547	0.130	0.337	0	1
风险厌恶	8 547	0.623	0.485	0	1
家庭总人口	8 547	3.930	1.664	1	16
家庭劳动力人口	8 547	2.900	1.287	0	12
农村家庭	8 547	0.506	0.500	0	1
净资产(万元)	8 547	65.49	123.0	-10.56	1375
总收入(万元)	8 547	6.240	9.332	-16.05	110
市县人均GDP(万元)	8 547	4.633	3.938	0.674	27.34

四、实证结果

(一)地区银行发展与家庭正规信贷约束

表2是地区银行发展与家庭正规信贷约束的回归结果。其中,第(1)列给出了每万人银行网点数与家庭正规信贷约束的估计结果,第(2)列给出了每万人银行网点数影响家庭正规信贷占比的估计结果。

表 2 地区银行发展与家庭正规信贷约束的回归结果

变量名	(1)	(2)
	Probit	Tobit
	正规信贷约束	正规信贷占比
县(区)每万人银行网点数	-0.037*** (0.012)	0.044*** (0.017)
户主年龄	0.004*** (0.001)	-0.006*** (0.001)
户主受教育年限	-0.027*** (0.002)	0.041*** (0.003)
户主男性	0.079*** (0.017)	-0.096*** (0.023)
户主已婚	-0.049** (0.023)	0.051 (0.033)
户主及配偶兄弟姐妹数	0.006*** (0.002)	-0.008*** (0.003)
中共党员数量	-0.089*** (0.012)	0.110*** (0.016)
风险偏好	-0.005 (0.020)	-0.018 (0.027)
风险厌恶	0.070*** (0.014)	-0.105*** (0.021)
ln(净资产)	-0.003 (0.002)	0.007** (0.003)
ln(总收入)	-0.004* (0.002)	0.008*** (0.003)
家庭总人口	-0.003 (0.006)	-0.005 (0.010)
家庭劳动力人口	-0.015** (0.008)	0.027** (0.012)
ln(县人均 GDP)	-0.021 (0.024)	0.054 (0.033)
农村家庭	0.049** (0.021)	-0.143*** (0.035)
省份控制	Yes	Yes
N	8 547	8 547
Pseudo R ²	0.174	0.145

注:***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平;表中各列回归中均加入了省级虚拟变量以控制省份固定效应;系数报告的是平均边际影响(Average Marginal Effect);括号内报告的是县级层面聚类的异方差稳健的标准差,下文同。

首先分析地区银行发展对家庭正规信贷约束和正规信贷占比的影响。第(1)列估计中,每万人银行网点数估计系数为-0.037,且在 1%水平上显著,这说明,家庭所在县(区)每万人银行网点数增加 1 个,家庭受正规信贷约束的概率下降 3.7%。从第(2)列估计结果来看,每万人银行网点数的估计系数为 0.044,在 1%水平上显著,地区银行发展会显著提高家庭正规信贷占比,降低家庭对非正规信贷的依赖。该结论与马光荣和杨恩艳(2011)的观点一致。随着金融发展程度提高,正规制度作用加强,非正规制度将趋于弱化。

从控制变量看,第(1)列回归结果中,户主年龄的估计系数显著为正,说明老年家庭受到信贷约束的可能性更大。受教育年限的系数在 1%水平上显著为负,不难理解,受教育程度是人力资本的重要信号,受教育水平越高的家庭收入潜力一般越大,因而受到信贷约束的可能性越小,这与汪昌云等(2014)的发现一致。户主已婚的估计系数也为负,与我们的直觉相符,户主已婚家庭的经济实力相对更强,因而会更少受到正规信贷约束。

户主及配偶兄弟姐妹数量与家庭正规信贷约束呈正向关系。Kochar(1997)指出亲戚朋友间的借贷,与正规金融机构相比交易成本低、更为便利,资金需求者会主动选择从民间渠道融资。兄弟姐妹越多的家庭,越容易获得非正规信贷。因此,这类家庭即使有正规信贷需求,也会更倾向通过民间而不是银行申请贷款。家庭中中共党员数量对家庭正规信贷约束有显著的负向影响。从银行角度来说,政治关系越强,往往意味着更具有还款能力和还款意愿,银行将面临的违约风险会越低。

劳动力人口的估计系数显著为负数,劳动人口数量越多的家庭,偿债能力一般越强,因而受到正规信贷约束的可能性更低,刘西川和程恩江(2009)也有类似发现。家庭总人口的估计系数不显著。与风险中性家庭相比,风险厌恶家庭更容易受到正规信贷约束,估计系数在1%水平显著为正,风险偏好的估计系数为负数,但不显著。家庭净资产和总收入对正规信贷约束的影响都为负,但本文净资产的估计系数不显著。

第(2)列各控制变量的估计系数与第(1)列基本相反,说明越容易受到正规信贷约束的家庭,其正规信贷占比也会越低,在正规市场上参与程度越低。

(二)地区银行发展对不同收入(资产)家庭信贷约束的异质性影响

根据表2的估计结果,随着家庭收入或资产水平的提高,受到正规信贷约束的可能性会下降。那么,地区银行发展对不同收入或资产家庭的正规信贷约束的影响是否存在显著差异?我们将家庭收入(资产)从低到高排列,处于0-33%分位数的家庭定义为低收入(资产)家庭,处于34%-66%分位数的家庭定义为中等收入(资产)家庭,处于67%分位数以上的家庭定义为高收入(资产)家庭。在全样本估计中,以高收入(资产)组为参照组,依次引入中、低收入(资产)组的哑变量,并加入地区银行发展与中、低收入(资产)组的交互项,估计结果如表3所示。

从表3第(1)列中可以看出,每万人银行网点数与低收入组的交互项系数为0.047,且在1%水平上显著为正;每万人银行网点数与中等收入组的交互项系数为0.044,也在1%水平上显著。这说明地区银行发展对家庭正规信贷约束的影响在不同收入组之间有显著差异,对于中、低收入家庭信贷约束的缓解作用明显较小。具体而言,对于低收入家庭,每万人银行网点数影响信贷约束的净效应为 $-0.022(-0.069+0.047)$,类似地,中等收入家庭这一净效应为 -0.025 ,但高收入组家庭为 -0.069 ,组间差异巨大。第(2)列中,每万人银行网点数与低收入组或者中等收入组的交互项系数都为负数,但不显著,说明地区银行发展对正规信贷占比的影响在不同收入组之间没有显著差异。

第(3)列中,每万人银行网点数与低资产组的交互项在10%水平上显著为正,地区银行发展与中等资产组交互项的系数虽不显著,也为正数。这说明地区银行发展对低资产家庭信贷约束的缓解作用较小,Maurer和Haber(2007)发现金融发展使得资金主要流向富人,将加剧收入分配不平等状况,无益于减缓贫困,本文结果与之一致。第(4)列中每万人银行网点数与资产分组的交互项都不显著,说明地区银行发展对家庭正规信贷占比的影响在不同资产组间没有显著差异。

综上所述,地区银行发展对低收入(资产)家庭正规信贷约束的缓解作用较小,这些家庭更不容易享受到金融发展成果,而地区银行发展更加有利于高收入(资产)家庭利用正规信贷市场弥补资金缺口,由此可能引起“穷者愈穷,富者愈富”的马太效应。

表 3 地区银行发展在不同收入(资产)家庭间的影响差异

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Tobit	Probit	Tobit
	正规信贷约束	正规信贷占比	正规信贷约束	正规信贷占比
县(区)每万人银行网点数	-0.069*** (0.015)	0.051*** (0.017)	-0.042*** (0.015)	0.031* (0.017)
县(区)每万人银行网点数×低收入组	0.047*** (0.017)	-0.014 (0.022)		
县(区)每万人银行网点数×中等收入组	0.044*** (0.014)	-0.004 (0.017)		
低收入组	0.145*** (0.032)	-0.325*** (0.045)		
中等收入组	0.121*** (0.028)	-0.264*** (0.038)		
县(区)每万人银行网点数×低资产组			0.038* (0.022)	-0.023 (0.035)
县(区)每万人银行网点数×中等资产组			0.016 (0.017)	0.015 (0.023)
低资产组			0.314*** (0.035)	-0.571*** (0.060)
中等资产组			0.216*** (0.032)	-0.373*** (0.048)
N	8 547	8 547	8 547	8 547
Pseudo R ²	0.194	0.158	0.213	0.176

注:其他控制变量选取与表 2 一致,为节省篇幅未报告,下文同。

(三)地区银行发展对城乡家庭信贷约束的异质性影响

我国的城乡二元结构也可能导致地区银行发展对家庭正规信贷约束的缓解存在不均衡,表 4 分析了地区银行发展缓解家庭信贷约束的城乡差异。

第(1)列估计结果中,每万人银行网点数与农村家庭的交互项在 10%水平上显著为正,地区银行发展对家庭正规信贷约束的影响在城乡之间是非均衡的,地区银行发展更有利于城市家庭正规信贷约束的缓解。对此,可能的解释是:第一,整体而言,农村家庭收入和资产水平较低,缺乏可靠、有价值的抵押担保物,即使地区银行发展,也无法缓解其面临的信贷约束;第二,考虑到经营成本的问题,银行机构的设立可能会远离农村地区,导致地区银行发展很难辐射到农村地区,因而农村家庭的信贷约束问题只能得到较小改善。第(2)列估计结果中,我们看到每万人银行网点数与农村家庭的交互项为负数,但是不显著,说明地区银行发展对家庭正规信贷占比的影响没有显著的城乡差异。

表 4 地区银行发展在城乡家庭间的影响差异

变量名	(1)	(2)
	Probit	Tobit
	正规信贷约束	正规信贷占比
县(区)每万人银行网点数	-0.049*** (0.013)	0.054*** (0.018)
县(区)每万人银行网点数×农村家庭	0.054* (0.030)	-0.058 (0.049)
农村家庭	-0.026 (0.041)	-0.064 (0.066)
N	8 547	8 547
Pseudo R ²	0.175	0.145

五、稳健性检验与内生性讨论

(一) 稳健性检验

为了检验本文估计结果的稳健性,采用县(区)每万人 ATM 数作为地区银行发展的代理变量并对前述回归结果进行稳健性检验,表 5 对表 2 的估计结果进行了稳健性检验,表 6 对表 3、4 进行了稳健性检验。由表 5、表 6 结果可知,除个别系数的显著性有所差异外,各列估计结果与前文基本一致,地区银行发展能够降低正规信贷约束,提高正规信贷占比的结论是可靠的。

表 5 稳健性检验(一)

变量名	(1)	(2)
	Probit	Tobit
	正规信贷约束	正规信贷占比
县(区)每万人 ATM 数	-0.023 *** (0.006)	0.028 *** (0.008)
N	8 547	8 547
Pseudo R ²	0.175	0.145

表 6 稳健性检验(二)

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit	Tobit	Probit	Tobit	Probit	Tobit
	正规信贷约束	正规信贷占比	正规信贷约束	正规信贷占比	正规信贷约束	正规信贷占比
县(区)每万人 ATM 数	-0.036 *** (0.008)	0.030 *** (0.009)	-0.022 *** (0.007)	0.019 ** (0.009)	-0.026 *** (0.007)	0.031 *** (0.009)
每万人 ATM 数×低收入组	0.023 *** (0.008)	-0.007 (0.010)				
每万人 ATM 数×中等收入组	0.021 *** (0.007)	-0.001 (0.008)				
低收入组	0.149 *** (0.029)	-0.323 *** (0.042)				
中等收入组	0.124 *** (0.027)	-0.265 *** (0.036)				
每万人 ATM 数×低资产组			0.025 ** (0.011)	-0.023 (0.017)		
每万人 ATM 数×中等资产组			0.010 (0.008)	0.005 (0.011)		
低资产组			0.299 *** (0.032)	-0.540 *** (0.054)		
中等资产组			0.204 *** (0.031)	-0.356 *** (0.046)		
每万人 ATM 数×农村家庭					0.048 (0.031)	-0.052 (0.050)
农村家庭					-0.021 (0.042)	-0.066 (0.067)
N	8 547	8 547	8 547	8 547	8 547	8 547
Pseudo R ²	0.194	0.158	0.214	0.176	0.176	0.0146

(二) 内生性讨论

考虑到每万人银行网点数的内生性,本文采用每万人证券营业部数作为工具变量,两阶段估计结果见下表 7。表格下方报告了依据 DWH 方法的内生性检验结果。可以发现,内生性检验结果均在 1%水平上拒绝了每万人银行网点数不存在内生性的原假设。一阶段估计结果显示,一阶段估计的 F 值均大于 10% 偏误下 16.38 的临界值 (Stock and Yogo, 2002), 这表明我们使用本文选取的工具变量不存在弱工具变量问题。从回归结果看,每万人银行网点数的估计系数与基础回归中的系数符号一致,但绝对值都更大,再次证实前文结论的稳健性。

变量名	内生性检验	
	(1)	(2)
	IVProbit 正规信贷约束	IVTobit 正规信贷占比
每万人银行网点数	-0.099 ^{***} (0.042)	0.051 ^{***} (0.024)
观测值	8 547	8 547
一阶段 F 值	440.59	440.59
工具变量 t 值	51.69	51.69
D.W.H 检验	27.29	18.91
Chi2/p-Value	0.0000	0.0000

六、结论

地区银行发展能否优化家庭面临的信贷环境,能否解决不同类型家庭之间的信贷不均? 围绕这一问题,本文使用中国家庭金融调查 (CHFS) 2013 年调查数据,从微观视角实证探讨了地区银行发展对家庭信贷约束的影响。研究发现,地区银行发展能够减轻家庭正规信贷约束,增加家庭正规信贷占比。在控制其他因素的影响下,每万人银行网点数每增加一个,家庭受到正规信贷约束的概率下降 3.7 个百分点,正规信贷占比提高 4.4 个百分点。我们还发现,家庭受教育程度越高、政治关系越强或是越富裕,其受到正规信贷约束的可能性都更低,正规信贷资源呈现出向优势群体倾斜的特征。那么,地区银行发展能否缓解家庭自身特征引起的信贷不均状况? 进一步的分析表明,地区银行发展对农村家庭正规信贷约束的缓解作用相比城镇家庭更小,地区银行发展对低收入 (资产) 家庭正规信贷约束的缓解作用相对高收入 (资产) 家庭也更小。不过,地区银行发展对家庭信贷结构 (正规信贷占比) 的影响在不同家庭组之间没有显著差异。从总体上看,地区银行发展可能进一步加大不同家庭之间的金融服务差异,带来更大的信贷不均问题。本文研究为理解金融发展对宏观变量如经济增长、收入差距等的影响提供了新的微观证据,具有较强的政策启示意义。

在未来信贷政策的制定中,应贯彻落实普惠金融理念,重点关注和解决居住农村、低收入、无背景无关系等弱势家庭的信贷约束问题,这有利于缩小贫富差距、共享发展成果。主要可从以下方面努力,一是加强民众金融知识教育,增强对正规信贷知识的了解,提高居民金融意识、风险意识,以此激发社会群体参与正规信贷的积极性。二是创新信贷产品,在控

制和防范风险的前提下,依托不同家庭的特征和需求差异设计不同信贷产品。例如农村家庭、低收入家庭往往由于缺乏抵押品被正规信贷拒之门外,要考虑其经济活动特殊性,逐步降低对抵押物、担保的依赖。三是加快征信体系建设,建立统一化的征信平台,化解人民银行、工商部门、公安部门等不同信息渠道的割裂态势,完善个人征信数据,科学衡量个人用户的信用等级。四是加强政策倾斜和指导,居住农村、低收入等弱势家庭的劣势与信贷机构的盈利性存在天然冲突,需加大贷款补贴、减税等政策倾斜力度,助力弱势家庭通过信贷渠道提升自我造血能力,实现收入提升和财富积累。

参考文献:

- 董晓林、徐虹,2012:《我国农村金融排斥影响因素的实证分析——基于县域金融机构网点分布的视角》,《金融研究》第9期。
- 何志雄、曲如晓,2015:《农业政策性金融供给与农村金融抑制——来自147个县的经验证据》,《金融研究》第2期。
- 刘西川、程恩江,2009:《贫困地区农户的正规信贷约束:基于配给机制的经验考察》,《中国农村经济》第6期。
- 李庆海、李锐、汪三贵,2012:《农户信贷配给及其福利损失——基于面板数据的分析》,《数量经济技术经济研究》第8期。
- 梁爽、张海洋、平新乔、郝朝艳,2014:《财富、社会资本与农户的融资能力》,《金融研究》第4期。
- 廖理、张金宝,2011:《城市家庭的经济条件、理财意识和投资借贷行为——来自全国24个城市的消费金融调查》,《经济研究》第S1期。
- 林毅夫,2003:《金融改革与农村经济发展》,《上海改革》第10期。
- 马光荣、杨恩艳,2011:《社会网络、非正规金融与创业》,《经济研究》第3期。
- 孙永强,2012:《金融发展、城市化与城乡居民收入差距研究》,《金融研究》第4期。
- 孙永苑、杜在超、张林、何金财,2016:《关系、正规与非正规信贷》,《经济学(季刊)》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。
- 徐丽鹤、袁燕,2017:《财富分层、社会资本与农户民间借贷的可得性》,《金融研究》第2期。
- 徐圆、赵莲莲,2015:《金融发展促进中国经济增长的微观非平衡效应》,《统计研究》第4期。
- 杨汝岱、陈斌开、朱诗娥,2011:《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》,《经济研究》第11期。
- 杨子晖、陈创练,2015:《金融深化条件下的跨境资本流动效应研究》,《金融研究》第5期。
- 尹志超、吴雨、甘犁,2015:《金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择》,《经济研究》第3期。
- 张龙耀、江春,2011:《中国农村金融市场中非价格信贷配给的理论和实证分析》,《金融研究》第7期。
- 周立,2010:《中国农村金融:市场体系与实践调查》,中国农业科学技术出版社。
- Aghion, P., and P. Bolton. 1997. "A Theory of Trickle-down Growth and Development." *The Review of Economic Studies* 64(2): 151-172.
- Beck, T., C. Lin, and Y. Ma. 2014. "Why Do Firms Evade Taxes? The Role of Information Sharing and Financial Sector Outreach." *The Journal of Finance* 69(2): 763-817.
- Demirgüç-Kunt, A., L. F. Klapper, D. Singer, and P. Van Oudheusden. 2015. "The Global Findex Database 2014: Measuring Financial Inclusion around the World." World Bank Policy Research Working Paper No. 7255.
- Duong, P. B., and Y. Izumida. 2002. "Rural Development Finance in Vietnam: A Microeconomic Analysis of Household Surveys." *World Development* 30(2): 319-335.
- Fafchamps, M., and M. Schündeln. 2013. "Local Financial Development and Firm Performance: Evidence from Morocco." *Journal of Development Economics* 103(7): 15-28.

24. Gimet, C., and T. Lagoarde-Segot. 2011. "A Closer Look at Financial Development and Income Distribution." *Journal of Banking & Finance* 35(7): 1698–1713.
25. Leyshon, A., M. Bradshaw, P. Daniels, and J. Beaverstock. 2007. "Geographies of the New Economy: An Introduction." In *Geographies of the New Economy: Critical Reflections*. Edited by Peter W. Daniels, Andrew Leyshon, Michael J. Bradshaw and Jonathan Beaverstock, 1–14. Oxford: Taylor & Francis Group Ltd.
26. Love, I. 2003. "Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model." *Review of Financial Studies* 16(3): 765–791.
27. Kochar, A. 1997. "An Empirical Investigation of Rationing Constraints in Rural Credit Markets in India." *Journal of Development Economics* 53(2): 339–371.
28. Maurer, N., and S. Haber. 2007. "Related Lending and Economic Performance: Evidence from Mexico." *The Journal of Economic History* 67(3): 551–581.
29. Mookerjee, R., and P. Kalipioni. 2010. "Availability of Financial Services and Income Inequality: The Evidence from Many Countries." *Emerging Markets Review* 11(4): 404–408.
30. Mushinski, D. W. 1999. "An Analysis of Offer Functions of Banks and Credit Unions in Guatemala." *The Journal of Development Studies* 36(2): 88–112.
31. Paulson, A. L., R. M. Townsend, and A. Karaivanov. 2006. "Distinguishing Limited Liability from Moral Hazard in a Model of Entrepreneurship." *Journal of Political Economy* 114(1): 100–144.
32. Stiglitz, J. E., and A. Weiss. 1981. "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information." *The American Economic Review* 71(3): 393–410.
33. Stock, J. H., and M. Yogo. 2002. "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression." NBER Technical Working Papers, No 284.
34. Tsai, K. S. 2004. "Imperfect Substitutes: The Local Political Economy of Informal Finance and Microfinance in Rural China and India." *World Development* 32(9): 1487–1507.

The Uneven Effect of Regional Banking Development on Household Credit Constraint: Evidence from CHFS Data

Wu Yu¹, Peng Changyan² and Qin Fang¹

(1: Survey and Research Center for China Household Finance, Southwestern University of Finance and Economics; 2: School of Finance, Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract: This paper draws on China Household Finance Survey data 2013 to investigate the effect of regional banking development on formal credit constraint at the household level. We find that banking development helps to ease the formal credit constraint and increase the share of credit amount accounted by formal credit. A further empirical analysis shows that regional banking development alleviates the credit constraint on high-income (asset) households more than that of low-income households. Moreover, banking development has a stronger impact on the credit constraint confronted by urban households than that by rural households. These results indicate that although banking development contributes to lift households out of credit constraint, it may worsen the credit inequality in the meantime. These findings provide empirical evidence for the urgency of developing an inclusive financial system.

Keywords: Banking Development, Formal Credit Constraint, Credit Unbalance

JEL Classification: D12, G21, O17

(责任编辑:陈永清)