

村镇银行发展对农业生产效率的影响研究*

——基于四川省县级区域数据的分析

毛日昇 罗 骏

〔摘要〕本文基于四川省2007-2011年162个县级行政区域面板数据,采用随机前沿分析方法考察村镇银行设立及其信贷规模对农业生产效率影响作用和渠道。研究表明:控制其他影响因素之后,村镇银行设立显著提高了农业生产效率;村镇银行信贷规模增加1倍,农业生产效率大约会上升1.4个百分点;村镇银行信贷支出主要通过促进工业和服务业部门发展(城镇化水平的提升)以及促进涉农企业对基础设施的投入和建设(电力供应和水利灌溉)来显著带动农业生产效率提升。而村镇银行信贷增加对农业生产效率带动作用并非来自对分散小规模农户的直接金融支持。

关键词:村镇银行 农业生产效率 随机前沿 工业和服务业 农村基础设施

JEL 分类号:O13 O47 Q14

一、引言

农村金融历来是我国金融体系中的薄弱环节。由于农业生产的弱质性、投资低收益性及较大的不确定性,长期以来无论是政策性农业银行、商业银行、邮政储蓄银行还是农村信用社等正规金融机构均存在不同程度的支农机制不完善、支农功能弱化、效率不高等问题,致使我国农村金融供需失衡的矛盾长期得不到缓解(Guo and Jia, 2009)。2013年,中央1号文件再次将农村金融发展提到了特别高度,提出要“加强国家对农村金融改革发展的扶持和引导,切实加大商业性金融支农力度,充分发挥政策性金融和合作性金融作用,确保持续加大涉农信贷投放规模,创新金融产品和服务,优先满足农户信贷需求,加大新型生产经营主体信贷支持”。显然,大力推动农村金融机构改革和创新,对于促进农村从传统生产方式向现代农业转型,促进新农村建设和提升城镇化水平具有特别重要的现实意义。2006年12月中国银监会放宽了农村地区银行业金融机构准入政策,通过顶层设计的方式推动以村镇银行为主的新型农村金融机构发展。中国村镇银行的设立在一定程度上借鉴了孟加拉国专门从事小额贷款的“格莱珉”村镇银行(Grameen Bank)的成功模式,目的在于充分发挥“微小信贷”、“草根银行”的灵活性优势,克服原有农村金融机构供给短缺、服务不到位、竞争不充分、金融网点覆盖率低等突出矛盾,促进农村非正规金融渠道融资规范化,以增量改革倒逼原有农村金融机构的存量改革,通过构建多层次、广覆盖、可持续的新型农村金融体系,提高对“三农”金融服务质量和水平。自2007年3月中国第一家村镇银行“四川仪陇惠民村镇银行”正式挂牌营业以来,中国村镇银行呈现出极为快速的发展趋势,截至2013年2月的6年时间全国共设立了1502家村镇银行(包括分支机构),覆盖除西藏以外全国36个省市自治区和计划单列市,但

* 毛日昇,中国社会科学院世界经济与政治研究所,研究员,经济学博士;罗骏,四川大学公共管理学院,副教授,经济学博士。

分布很不均衡,其中四川省设立村镇银行共115家(包括分支机构),居全国之首,河南和浙江位居其后,分别为112家和98家(包括分支机构),设立村镇银行最多的10个省市占全部村镇银行的比重超过58%。

村镇银行作为新型的农村金融机构从设立之初就受到了政策制定部门和学者的广泛关注。国内学者对村镇银行发展状况和目前存在的问题做了许多的跟踪调查和相关定性研究,普遍认为中国村镇银行尽管成长非常迅速,但仍然没有摆脱传统的农村金融机构发展中存在的一些固有缺陷,同时还面临一些新的挑战和问题。比如村镇银行仍然存在政策定位与市场定位脱节的倾向;资金筹集困难,运营成本相对较高;抵御风险能力较差;创新能力和人员素质有待提高等诸多问题(王修华等,2010;赵志刚和巴曙松,2011;潘林,2011;张亦春和张金斌,2011;杨树荣和周家凯,2011;胡秋灵和王菲菲,2010;徐瑜青等,2009)。与大量定性研究形成鲜明对比的是,国内学者对村镇银行发展对“三农”问题影响的严格定量分析并不多见,孟德峰等(2012)利用江苏省2009年52个县域银行网点数据,从金融排斥形成机制角度分析了村镇银行发展的影响因素及其对破解金融排斥的作用。显然,作为一种新型农村金融机构,国内学者对村镇银行的研究主要关注村镇银行可持续发展以及村镇银行发展过程中面临的具体困难,对村镇银行设立以来对“三农”问题究竟产生了哪些具体影响以及影响渠道尚未发现有相关的研究进行具体的经验论证分析。

与之前研究不同,本文基于2007-2011年四川省162个县级行政区域面板数据,主要考察村镇银行设立及其信贷支出对农业生产效率的影响作用及其方式。一方面,四川省作为我国重要的农业大省,农村金融发展相对落后。其积极适应新形势和新的农村金融政策环境,使其村镇银行发展速度和规模在国内均处于领先水平。早在2007年村镇银行设立伊始,四川银监局便将立足“三农”、服务县域作为检验新型农村金融机构试点工作成效的首要标准,强调村镇银行一定要姓农,一定要向下,一定要为“三农”和所在社区居民和农村居民服务,为小微企业服务。截至2011年末,四川省村镇银行各项存款余额116.76亿元,涉农贷款65.5亿元,涉农贷款比重为85.5%。四川省在村镇银行建设方面不仅基础较为扎实,对于村镇银行的发展经验较为丰富,各商业银行发起成立村镇银行的积极性较高,村镇银行发展前景也较为乐观,因而,选取四川省考察村镇银行发展对“三农”问题的影响具有较强代表性。另一方面,村镇银行作为一种快速成长和不断完善新型农村金融机构,其发展模式还在逐步探索完善中,困难和问题在所难免。其核心问题是需要关注村镇银行自成立以来对“三农”问题是否产生了具体影响作用,不能简单地以村镇银行发展过程中存在的诸多问题来否定其对“三农”问题可能产生的积极影响作用,比如尽管村镇银行目前主要设立在县城区域,真正进入乡镇和村一级的村镇银行还几乎没有,村镇银行的市场定位和政策定位也存在一定的偏差,但村镇银行对“三农”的影响作用并不仅仅体现在对农户购买化肥、种子、农药、机械设备等生产资料以及生活消费方面的直接金融支持方面。事实上,村镇银行通过灵活的小额信贷对主要集中于县城区域微小企业的支持,不仅可能有效促进县域工业和服务业发展水平,加快城镇化进程,促进农村剩余劳动力向县城区域转移集中,还间接带动农业生产效率提升,特别是对集中于县城的很多涉农的微小加工企业和服务型小企业提供信贷支持,可以带动农村的产业化进程,促进农业科技成果转化、实现农产品的深加工和流通服务以及农业技术配套服务的水平提升,有效促进农业向现代化转型和生产效率提升。不仅如此,村镇银行快速成长发展还可能通过提供多种灵活的贷款促进涉农企业对农村基础设施更多地投入利用(水利灌溉和电力消耗、机械设备等要素投入),以及通过信贷支持县城、乡镇以及村一级的交通、水利灌溉、电力供应等基础设施建设和完善方面发挥作用,进而对农业生产效率提升产生间接的积极影响。显然,考察村镇银行的设立以及信贷规模增长是否有效促进了农业生产效率的提升,以及村镇银行主要通过哪些渠道和方式对

农业生产效率产生影响,对于正确认识和评估村镇银行在农村发展中的地位和作用,对于进一步完善和促进村镇银行金融创新和改革,都具有重要的现实和政策意义。

二、文献回顾

关于农村金融发展对“三农”问题的影响作用,一直是农业经济研究领域重点关注的问题,国内外学者对此进行了大量的相关研究。Barry and Robison(2001)主要从理论上阐述了农村金融信贷约束产生的原因及其后果。Conning and Udry(2005)总结了发展中国家农村金融的基本特征,农村金融对农业生产的理论分析框架以及政府和私人金融机构在农村金融中的作用。而更多的相关研究主要采用农户调查数据,从微观经验方面考察农村金融发展对发展中国家的农业生产、投资及农民收入的影响作用,但针对多数发展中国家的相关经验研究并没有明确一致的结论。Carter(1989)利用尼加拉瓜农户数据考察了正规的信贷获取对小农户粮食生产的影响作用,研究发现尽管能够获得正规信贷相对于无法获取正规信贷的农户生产率要显著偏高,但控制了其他因素和信贷本身的自选择问题之后,获得正规的金融信贷并不会对农户的生产率产生显著的影响。Duong and Izumida(2002)考察了越南农村金融发展基本状况,分析了农户选择正规和非正规金融渠道的决定因素,同时基于农户数据,经验结果表明信贷约束会对农户产出供给造成显著的影响。Boucher et al.(2009)采用“直接诱导”(Direct Elicitation)田野随机实验方法分别测度了秘鲁农户由于数量限制、交易成本、风险规避三种不同因素导致的农户信贷约束,同时经验分析结果表明信贷约束会对秘鲁农户的生产效率产生非常显著的影响作用;Fletschner et al.(2010)同样基于秘鲁农户的调查面板数据基于数据包络分析(DEA)方法测度了农户由于信贷约束导致农业生产无效率状况,分析表明信贷约束导致农户生产平均利润水平会下降大约17%–27%;Guirkingner and Boucher(2008)同样考察了秘鲁农村信贷市场对农业生产的影响作用,研究表明:农户受到信贷约束会对农业产业和效率产生显著的影响,正规信贷约束会造成农业产出下降大约26%;与此不同,Woutersen and Khandker(2013)再次利用秘鲁农户数据,同时控制了农业信贷支出选择性和异质性,研究发现获取信贷对秘鲁农户的生产效率并不会产生显著影响作用。Zeller et al.(1998)利用马拉维农户数据考察了技术选择、农业生产率与农作物收入之间的关系,研究认为如果政策能够促进农户获取信贷,小规模经营和风险承受能力较低的农户就可以种植资本密集型作物(杂交玉米和烟草),从而显著提升农户种植农作物的收入水平。Reyes et al.(2012)基于智利农户调查数据考察了正规金融信贷对水果和蔬菜农户生产效率的影响作用,研究发现控制了金融信贷选择性偏差之后,正规金融信贷并不会对农户生产效率产生显著影响。Foltz(2004)利用突尼斯农户数据控制了选择性偏差之后,发现获取信贷会对农户利润产生显著影响,但不会对农户投资行为产生显著影响。Okoboi and Barungi(2012)考察了乌干达农户化肥施用对农户生产效率的影响,研究表明信贷约束、农户化肥施用以及农地灌溉三者之间存在紧密联系,信贷约束在很大程度上会限制农户化肥施用量和农田灌溉,从而对农业生产率产生显著影响。Ladejinsky(1976)和Kumar(2005)分析了长时期限制印度农业发展的多种因素,特别强调了信贷约束对农业资本形成和投资产生的影响。Kochar(1997)利用印度农户数据的研究却表明,农户获取正规或是非正规金融支持都不会对农户的生产要素投入以及农户收入产生直接影响,并且认为发展中国家需要同时进行农村金融改革创新和土地租赁市场改革才能显著促进农民收入增加。

由于中国农村改革成功带来的显著效应,中国农村金融发展与“三农”问题之间的关系同样引起了国内外学者的广泛关注。Tsai(2004)主要分析了中国和印度农村正规和非正规金融之间的相互关系,从政治经济学的角度解释了正规农村微观金融项目存在脆弱性的根源(分配无效率性),

以及农村非正规金融持续存在的原因。Zhang(2008)和Turvey and Kong(2010)主要基于调查数据考察了中国农户选择正规和非正规金融渠道的决定因素,解释了中国农户更倾向于选择非正规金融渠道而不是正规金融渠道融资的原因。同时一些学者也采用微观调查数据考察了中国农村金融对农民收入和农业生产效率的影响。Feder et al.(1989,1990)对中国农村正规和非正规信贷约束进行了多次调研活动,利用农户数据研究表明:对农民提供信贷缓解其流动性约束会显著提高农业产出,对具有信贷约束农户每增加1%的信贷支持,农业产出会增加大约0.04个百分点。Li et al.(2011a,2011b)利用农户调查数据考察了农户能够从正规金融机构获取贷款的主要决定因素,发现正规的微观金融信贷项目可以显著提升农民收入和消费水平,从而促进农民福利提升,但由于正规微观信贷项目主要受益人是非贫困农户,因此并不能对中国农村消除贫困问题产生积极影响。Dong et al.(2012)同样基于中国农户数据考察了信贷约束对农户生产效率的影响,发现获取信贷支持对农户生产率会产生显著的影响,消除农户信贷约束会显著地促进农业生产率水平提升,同时信贷约束主要通过限制农村人力资本提升(教育水平)和阻碍农户医疗健康水平提升两种渠道对农户生产率产生影响。国内一些相关经验研究主要从宏观时间序列数据考察了农村金融发展对农民收入、农村产业结构调整的影响作用(温涛等,2005;余新平等,2010;中国人民银行上饶中心支行课题组,2006),而对于农村正规金融机构,特别是新型村镇微型银行设立及其信贷规模对农业生产率的影响目前尚未发现有研究进行深入细致的分析。

需要强调的是,基于农户调查数据考察微观信贷项目对农户生产效率、收入、利润水平及投资影响的研究一个不能回避的问题是:农户信贷约束(或者能否获取信贷支持)与农户本身的生产率及收入状况、投资盈利水平等存在显著的自选择问题,因此如何有效地控制选择性偏差成了基于微观农户调查数据进行经验研究必须要解决的问题,已有的绝大多数相关研究主要采用内生转换模型(endogenous switching model),通过加入选择性方程来控制自选择问题造成的偏差,而选择性方程设定的准确与否会直接影响最终经验结果的准确性,这也是造成很多上述基于同一国家的农户调查数据经常会得出不一致结论的重要原因之一。与多数基于农户调查数据进行相关的经验研究不同,本文基于县域面板数据考察村镇银行作为新型正规农村微小金融机构对地区农业生产率的影响,正如国内研究中国农村金融的多数学者所指出的(张杰,2003;温涛等,2005;余新平等,2010):中国的正规农村金融机构设立及其信贷规模相对于农业生产具有明显的外生性特征,而农村的非正规金融机构发展是内生于农业发展的实际需求而产生的。原因在于以下几点:第一,与很多国家不同的是,中国的正规金融机构设立最初是内生于国家的工业化发展战略,目的是动员各方面经济资源建立完备的工业体系,快速实现工业化战略,从功能上金融实际成了政府财政的一部分(林毅夫等,1994;林毅夫,2003),因此中国的农村正规金融从最初设立就是外生于农村经济发展要求。第二,改革开放以来,中国农村经济改革同样是在独立于金融改革基础上自发进行的,金融改革长期滞后于农村经济改革。一方面,政府主要依赖农村正规金融机构来实现其非农经济目标和市场化战略;另一方面,农村正规金融机构主要作为市场化运作的商业机构,农业投资的高风险、低收益致使其实际经营业务难以满足农业发展的实际需求,难以实现提高农民收入和农业生产率水平的目标。第三,尽管政府推动村镇银行发展主要目的是服务“三农”,解决已有正规的农村金融机构的缺陷和不足,但从实际操作来看村镇银行的设立仍然没有从根本上摆脱传统正规农村金融机构的弊端,政策定位目标和市场操作仍然存在不一致性,其设立条件、区域选择、业务操作相对于农村经济发展仍然具有较强的外生性。事实上,本文经验证据也表明村镇银行的设立相对于农业生产率水平在很大程度上是一个外生变量。

由于包括村镇银行在内的中国正规农村金融机构设立相对于农业生产率发展水平存在较强的外生性特征,不仅在很大程度上简化了基于县域宏观层面经验方程识别的困难,同时也为本文采用

随机前沿分析方法评估村镇银行设立及其信贷规模对农业生产率的影响作用提供了科学基础。本文其他部分结构安排如下：第三部分主要提出随机前沿研究方法，给出数据来源、描述性统计结果、对村镇银行设立相对于农业生产率选择性问题进行识别检验；第四部分是经验回归结果及分析；第五部分是本文结论和政策含义。

三、研究方法、数据说明与变量检验

(一) 随机前沿生产函数的定义

通过前沿生产函数测定生产技术效率主要包括采用基于数据包络分析(DEA) Malmquist 的确定性前沿生产函数(非参数分析方法) 和基于随机前沿生产函数分析方法, 相对于确定性前沿生产函数, 随机前沿生产函数综合考虑了前沿技术使用非效率性和随机冲击对产出的影响, 能够更为准确地测度生产技术效率。在面板数据条件下, 一般形式的随机前沿生产函数可以表示为:

$$y_{it} = x_{it}\beta + v_{it} - \mu_{it} \quad (1)$$

(1)式中 y_{it} 表示观测样本 i 在时间 t 的产出水平, x_{it} 表示投入生产要素的数量, β 表示投入要素相应的估计参数, v_{it} 表示独立于 μ_{it} 的随机误差项, 服从均值为零, 方差为 σ_v^2 的正态分布, μ_{it} 为独立分布非负随机变量, 用来考察生产无效率状况, 表示观测值 i 在时间 t 实际产出与理论最大产出之间的距离。评估村镇银行设立及其信贷规模对农业生产效率影响作用, 实质上是考察村镇银行设立及信贷规模与农业产出无效率性之间的关系, 对于产出无效率影响因素分析可以采用两阶段估计方法, 第一阶段首先假定 μ_{it} 服从特定确定性分布形式, 利用方程(1)估算出每个观测值的技术效率指数, 第二阶段再利用影响技术效率的变量作为解释变量对技术效率指数变化进行回归解释分析, 但是第二阶段估计违反了 μ_{it} 第一阶段服从确定性分布的假设条件。Kumbhakar et al.(1991) 和 Battese and Coelli(1995) 先后提出了利用一阶段估计方法来克服两阶段估计前后假定不一致的缺陷, 在给定 μ_{it} 特定的分布形式后, 一阶段估计方法可以同时估计出前沿生产函数和无效率模型中变量的参数, 克服了两阶段估计的缺陷。本文利用 Battese and Coelli(1995) 提出的一阶段估计方法来分析村镇银行发展对农业生产效率影响作用, 假定 μ_{it} 服从均值为 $z_{it}\delta$, 方差为 σ_μ^2 的在零值截尾的半正态分布, 无效率模型可以表示为:

$$\mu_{it} = z_{it}\delta + w_{it} \quad (2)$$

z_{it} 表示技术无效率性的解释变量, δ 表示对应的估计参数, w_{it} 服从均值为零, 方差为 σ_μ^2 的截尾正态分布, 截尾点为 $z_{it}\delta$, 且 $w_{it} \geq -z_{it}\delta$ 。无效率模型(2)中包括村镇银行在内的外生解释变量如果估计参数为显著负值, 说明该解释变量增加会显著降低农业生产无效率性, 表明该解释变量增加会对农业生产效率提升产生促进作用; 相反, 如果估计参数为显著正值则表明该解释变量对农业生产效率产生了显著的负面影响。

(二) 随机前沿生产函数的设定及检验

采用随机前沿模型分析过程中, 生产函数形式设定的恰当与否将直接关系到结论的正确与否(涂正革和肖耿, 2007)。为了确保经验结果的稳健性, 这里首先采用全面考虑技术进步、技术进步与生产要素替代效应、生产要素之间替代效应的超越对数函数(Translog) 来作为初始生产函数, 然后逐步放松假设条件, 依次检验其他形式生产函数适用性。初始随机前沿生产函数表示为:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \ln X_{jt} + \alpha_\tau t + \frac{1}{2} \sum_j \sum_s \beta_{js} \ln X_{jt} * \ln X_{st} + \frac{1}{2} \beta_{\tau\tau} t^2 + \frac{1}{2} \sum_j \beta_{\eta j} t * \ln X_{jt} \\ & + v_{it} - \mu_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)中, Y_{it} 表示地区的农业总产值, j, s 表示生产要素投入的区分标识, 本文的农业生产要素 X 包

括劳动(L)、农业机械总投入(K)以及实有耕地面积(D), t 表示时序变量, v_{it} 和 μ_{it} 分别表示随机误差项和技术非效率项。 α_0 、 α_j 、 α_r 、 β_s 、 β_{TT} 、 β_{Tj} 分别为对应变量的回归参数。

为了确定适合本文样本数据适用的模型,需要构造似然函数统计量对生产函数形式进行假设检验,基于似然统计量的检验结果表明:本文的样本数据适合采用时序变化的随机前沿生产函数,同时也表明生产函数中需要考虑技术进步的因素,并且考虑要素替代的超越对数生产函数相对于简单的C-D生产函数更适合样本数据。为了对比回归结果的稳健性,同时采用了基于中性和非中性技术进步的超越对数生产函数进行相应的经验识别^①。

(三)无效率模型解释变量的设定与说明

通过多重检验确定了适合样本数据的随机生产函数形式之后,本文重点是通过随机前沿生产函数中无效率模型来考察村镇银行设立及其信贷对农业生产效率的影响。基于数据的可获得性和参照已有相关文献,在无效率模型(2)中控制了如下解释变量:

$$z_{it} = z\{Ln(EMP2), Ln(EMP3), Ln(FEP), Ln(IRP), Ln(PWP), CDUM(Ln(CDR))\} \quad (4)$$

EMP2表示第二产业就业比重,用来控制地区工业发展水平对农业生产效率的影响。正如前面所述,由于地区工业发展水平提升不仅可以提升地区城镇化水平,促进农村剩余人口向县城区域转移,也会通过促进农村产业化进程、农业生产资本深化、工业发展反哺农业等多种方式对农业生产效率产生正面效应。

EMP3表示第三产业就业比重,用来控制地区服务业发展水平对农业生产效率的影响。服务业发展水平提升同样不仅可以通过促进地区城镇化进程、引发农村剩余人口向县城区域转移间接带动农业生产效率提升,还可以通过为农业提供技术支持服务、完善农产品流通服务、促进农业科技成果转化等方式对农业生产效率产生促进作用。

FEP表示单位公顷土地的化肥施用量。显然,化肥施用是提高农业产量最为重要的因素之一,尽管发展中国家的一些农户长期过度施用化肥会对农地的土壤质量产生破坏作用,可能导致农业产出效率下降现象出现(Okoboi and Barungi, 2012),但一个毋庸置疑的事实是:从中国总体地区农业生产角度来看,化肥施用仍然是提高农业产出最为直接有效的方法之一。

IRP表示灌溉面积占实有耕地面积的比重。农业生产的固有特征决定了水利灌溉对于提升农业生产具有最为直接的影响作用,特别是四川省作为主要依靠水培粮食作物生产的农业大省,水利灌溉对农业生产率的影响更为突出。

PWP表示单位农业产值的电力消耗。单位农业产值电力消耗越高表示农业生产成本越高,农业生产的模式较粗放,因此该指标上升应该会对农业生产效率产生负面影响作用。

CDUM(CRD)表示与村镇银行相关的变量。本文通过两个变量同时考察村镇银行发展与农业生产效率之间的关系,一是村镇银行是否在某一县域设立的虚拟变量CDUM,二是由于不同区域村镇银行设立的时间和数量都可能存在较大差异,在无效率模型中同样考察了村镇银行信贷支持变量(CRD)对农业生产效率的影响作用。

(四)数据变量说明、描述性统计及相关检验

本文采用2007-2011年四川省162个县级区域平衡面板数据,相关涉农指标和变量均来自历年《四川省统计年鉴》、《中国农业统计年鉴》。村镇银行在四川各县级区域设立的时间及其信贷规模数据均由四川省银监局协助提供。生产函数中的产出变量采用地区农业总产值度量,劳动变量采用地区农业从业人口度量,资本变量采用农业机械总投入(万千瓦时)度量,土地变量采用年末实有耕地面积度量。截至2011年底,在四川省162个县级区域中只有28个区域设立了村镇银行

^① 详细的假设检验过程和方法这里略去,如需要可向作者索取。

(共 36 家村镇银行,包括分支机构为 115 家),而其他的 134 个县级区域并未设立村镇银行。表 1 给出了 2007-2011 年四川省已经设立村镇银行和尚未设立村镇银行县级区域相关变量的描述性统计结果,数据显示:从县域经济发展绝对指标来看(农业工业及服务业总产值、就业人数、农业机械投入、耕地(灌溉)面积、化肥施用、用电量),已经设立村镇银行的区县对应变量的均值,以及 25%、75% 分位值数值均高于尚未设立村镇银行的区县,表明四川省村镇银行总体上集中于经济较为发达的县级区域;同时从影响农业生产率的相对指标来看(工业及服务业就业比重、化肥施用比重、

表 1 设立村镇银行区县与未设立村镇银行区县变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	P25	P75
2007-2011 年期间未设立村镇银行的区县(CDUM = =0)							
农业总产值(Y:万元)	670	217142	177861	10084	1026070	77801	321591
农业从业人员(L:万人)	670	12.51	9.45	1.06	49.50	5.99	16.80
工业从业人员(IL:万人)	670	5.74	5.58	0.04	33.82	1.26	8.80
服务业从业人员(SL:万人)	670	7.99	6.88	0.26	34.40	2.35	11.90
农业机械总动力(K:万千瓦)	670	16.21	11.09	1.00	66.81	7.00	22
实有耕地面积(D:公顷)	670	22269.6	17305.1	2386	124947	9340	31820
有效灌溉面积(IR:公顷)	670	13239.1	12514.7	30	108800	3670	19970
化肥施用量(FER:吨)	670	13310.9	12670.1	9.00	85275	4000	18301
农村用电量(POW:万千瓦时)	670	6815.1	7293.7	66.00	62499	2491	8613
工业就业比重(ILR:%)	670	19	11	1	53	10	27
服务业就业比重(SLR:%)	670	29	10	4	67	22	35
化肥施用比重(FEP:吨/公顷)	670	0.59	0.41	0.00	3.54	0.32	0.78
灌溉面积比重(IRP:%)	670	58	35	0	629	38	78
单位农业产值电力投入(PWP:元/千瓦时)	670	0.04	0.03	0.00	0.15	0.02	0.04
村镇银行年度贷款(CRD 万元)	670	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2007-2011 年期间设立村镇银行的区县(CDUM = =1)							
农业总产值(Y:万元)	140	359297	168079	52853	887148	216367	479653
农业从业人员(L:万人)	140	18.16	9.93	3.90	47.40	9.86	21.95
工业从业人员(IL:万人)	140	10.68	5.77	0.70	31.10	6.36	13.95
服务业从业人员(SL:万人)	140	12.54	6.21	0.80	35.80	7.49	16.26
农业机械总动力(K:万千瓦)	140	26.08	11.92	3.00	67.49	19.00	31.10
实有耕地面积(D:公顷)	140	34081.8	17755.0	9054	79914	15648	44256
有效灌溉面积(IR:公顷)	140	24164.5	11844.3	280	90980	15080	30145
化肥施用量(FER:吨)	140	23919.5	15417.3	3433	68115	11038.5	35863
农村用电量(POW:万千瓦时)	140	13670.6	11977.1	1316	60474	7308	16624
工业就业比重(ILR:%)	140	26	8	4	44	21	31
服务业就业比重(SLR:%)	140	31	9	5	58	24	36
化肥施用比重(FEP:吨/公顷)	140	0.70	0.24	0.07	1.36	0.54	0.83
灌溉面积比重(IRP:%)	140	75	22	3	129	64	94
单位农业产值电力投入(PWP:元/千瓦时)	140	0.04	0.04	0.01	0.27	0.02	0.05
村镇银行年度贷款(CRD 万元)	140	11239.7	17912.2	0.00	81307	0.00	15751

数据来源:根据《四川省统计年鉴》、四川银监局提供的相关数据计算整理。

灌溉面积比重),已经设立村镇银行的区县对应变量的均值及其分位值同样在总体上高于未设立村镇银行的区县,仍然表明村镇银行主要集中在经济发展基础较好的区县。因此这里存在一个关键性问题是:尽管统计数据显示村镇银行会选择在经济发展基础较好的区县设立,但村镇银行作为正规的农村金融机构设立相对于区县农业生产率是不是一个外生变量?农业生产率水平是否同样会显著地影响村镇银行在区县设立的选择?由于采用随机前沿方法确定的生产率无效率模型中要求解释变量是外生变量,如果村镇银行的设立相对于农业生产率存在内生选择性问题,本文的模型将不能有效识别村镇银行对农业生产效率的影响作用。为了检验村镇银行相对于农业生产率之间是否存在选择性问题,我们采用如下经验方程来进行识别检验:

$$probit(CDUM_{it} = 1) = \delta_0 + \delta_1 TE(AVE)_{it} + \varepsilon_i + k_t + \pi_{it} \quad (5)$$

式(5)中 Probit 模型以村镇银行是否设立作为被解释变量,解释变量为农业生产效率,为了保证结果的可靠性,分别选取了两个变量来衡量农业生产率,其中 TE 表示依据适用于本文样本数据的随机前沿生产函数估计得到的生产效率指数,而 AVE 表示单位土地的农业产值。 ε_i , k_t 分别表示地区个体效应和时间虚拟变量, π_{it} 表示误差项。由于村镇银行设立可能会对农业生产率产生显著的影响作用,直接采用面板 Probit 随机效应或者控制固定效应的线性概率模型(LPM)都会存在估计不一致的问题,因此这里选取区县的地理面积、耕地面积作为农业生产效率的工具变量对方程(5)进行识别检验。表 2 给出了具体的检验回归结果,结论显示:无论是直接采用 Probit 面板估计方法还是采用工具变量 Probit 随机效应估计方法、工具变量线性概率(控制个体和时间固定效应)的模型估计方法(LPM)都表明,农业生产率和单位土地的农业产值对村镇银行选择是否进入均没有显著的影响。同时我们还检验了工业和服务业就业比重对村镇银行进入选择的影响,检验结果发现无论是采用工具变量还是采用直接的固定效应、Probit 随机效应估计,工业和服务业就业比重会对村镇银行进入产生非常显著的影响^①。表明县区的城镇化发展(工业和服务业水平)会对村镇银行

表 2 村镇银行设立相对于农业生产率的选择性识别检验(被解释变量 CDUM)

解释变量	Probit 随机效应		工具变量 Probit 模型		工具变量固定效应	
	XTPROBIT		IVPROBIT		XTIVREG2(LPM)	
Ln(AVE)	-0.1004 (0.863)		0.1893 (0.201)		-0.0414 (0.131)	
TE		3.6551 (3.519)		1.5666 (1.266)		-555.755 (484.100)
地区虚拟变量	否	否	否	否	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是	是	是
观测值	810	810	648	648	648	648
地区数	162	162	162	162	162	162
对数似然函数值	-109.4	-110.5	-388.2	503.0		
Hansen J 检验					1.908	0.494
P(Hansen J) 概率值					0.167	0.482
Wald(1/athrho=0) 外生性检验			0.579	0.015		
P(Wald_chi2) 概率值			0.447	0.903		

注:括号内数据均为稳健性标准误差;采用工具变量方法估计中,解释变量的工具变量均选取了各地区的地理面积和年末实有耕地面积;常数项和虚拟变量估计参数省略。

① 为节省篇幅,这里未给出相应的回归检验结果,如需要可以向作者索取。

的设立与否产生显著影响作用,而村镇银行是否设立与农业生产率的水平并无显著关系,其是一个严格的外生变量。同时表2中对工具变量的外生性检验(Hansen J检验以及Wald检验)都表明工具变量具有有效性,回归参数的结果具有一致性和有效性。这也表明采用随机前沿生产函数考察村镇银行发展对农业生产率的影响是恰当的。

四、经验回归结果及分析

(一)村镇银行设立与信贷规模对农业生产效率的影响

基于中性和非中性技术进步的超越对数生产函数形式,本文采用 Battese and Coelli(1995)提出的一阶段估计方法同时估计了生产函数和无效率函数的变量参数。表3中经验回归结果主要通过控制其他因素,考察村镇银行设立是否会对农业生产率产生显著影响作用。模型1估计采用了中性技术进步的前沿生产函数,无效率模型中变量估计参数显示:工业和服务业比重回归参数都在1%的水平下为负值,表明工业和服务业水平(城镇化水平)提升会显著降低农业生产的无效率,由于对所有变量都取对数,估计参数可以解释为解释变量相对于农业生产率的弹性系数。结果显示控制其他因素之后,工业就业比重上升10%可以带动农业生产率水平上升大约2.8个百分点,而服务业就业比重上升10%可以带动农业生产率水平上升大约3.8个百分点;单位公顷土地施用化肥量(FEP)和有效灌溉面积(IRP)估计参数均为负值,单位农业产出的电力消耗变量(PWP)的估计参数都为正值,表明化肥施用量和耕地灌溉面积提升会对农业生产率产生正面影响,而电力消耗成本上升会对农业生产率产生负面影响,与理论预期一致,但这三个变量估计参数都不显著。控制了上述变量之后,村镇银行设立的虚拟变量(CDUM)估计参数在5%下显著为负值,表明村镇银行设立显著提升了农业生产效率。模型2基于非中性技术进步生产函数,在对应无效率模型中检验了上述变量对农业生产率的影响,显然考虑非中性技术的无效率方程中的解释变量符号与模型1完全一致,估计参数弹性值大小也非常接近,不同的是在模型2中FEP和PWP两个变量估计参数都具有显著性,其估计结果显示:变量FEP在10%的显著性水平上表明,单位土地化肥使用量上升10%,农业生产率会提升大约0.28个百分点。PWP在1%显著性水平上表明,单位农业产值耗电量增加10%,农业生产率会下降1.3个百分点。模型2中村镇银行设立虚拟变量仍然在10%水平下显著,估计参数大小显示:村镇银行设立会带动农业平均生产率上升大约0.08个百分点。

尽管检验表明村镇银行设立相对于农业生产率具有外生性特征,但其他影响农业生产率的变量仍然可能与农业生产率之间存在反向的因果关系,同时无效率模型中包括村镇银行设立变量在内的解释变量对农业生产率的影响可能存在时间滞后效应,我们将无效率模型中解释变量均做了时间滞后一期处理再次进行验证,观察回归结果稳健性。表3中模型3和模型4分别基于中性技术进步和非中性技术进步生产函数假设,对无效率模型中的滞后变量进行了回归分析,结果显示:无效率模型中采用滞后变量的估计结果与模型1和模型2采用当期变量的回归结果无论是从参数估计大小还是显著性都具有较高的一致性,核心变量村镇银行是否设立(CDUM)滞后一期的估计参数的大小和显著性方面相对于采用水平变量都有较大的提升,模型3和模型4村镇银行虚拟变量的估计参数均在5%显著性水平下,表明设立村镇银行会带动农业平均生产率水平上升大约0.11个百分点。

对比表3中无效率模型解释变量的估计参数大小不难发现,县域地区工业和服务业水平的提升对农业生产率提高的边际带动作用最大,电力消耗和村镇银行金融支持对农业生产率影响作用次之,而化肥投入要素对农业生产率的边际影响作用最小。这一方面表明促进县域以及地区的城镇化水平提升对于实现农业现代化具有重要作用,完善农村基础设施建设(缓解电力供应不足),提供有效的金

融支持同样会对农业生产率提升产生重要促进作用,而依靠传统的要素(增加化肥投入),由于长期持续投入会出现要素边际产出递减的现象,难以维系对农业生产率产生的促进作用。尽管有效灌溉面积比重变量的回归参数均符合理论的预期值,但在上述所有的回归方程中均不显著,这可能与本文采用的样本时间跨度较短,有效灌溉面积比重在不同县区历年的变化幅度较小存在一定的关系。

表 3 村镇银行的设立对农业生产效率的影响(被解释变量: $\ln(Y)$)

变量	模型 1		模型 2		模型 3(滞后一期)		模型 4(滞后一期)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
$\ln(L)$	0.1371***	(0.074)	1.3881***	(0.089)	1.3713***	(0.072)	1.3891***	(0.087)
$\ln(K)$	-0.2371***	(0.083)	-0.2493**	(0.093)	-0.2367**	(0.082)	-0.2486**	(0.094)
$0.5 * \ln(L^2)$	-0.0704	(0.054)	-0.0768	(0.061)	-0.0705	(0.053)	-0.0769	(0.060)
$0.5 * \ln(K^2)$	0.3513***	(0.048)	0.3485***	(0.064)	0.3501***	(0.051)	0.3479***	(0.062)
$\ln(L) * \ln(K)$	-0.3390***	(0.085)	-0.3287***	(0.101)	-0.338***	(0.086)	-0.3280***	(0.099)
T	-0.0411	(0.043)	-0.0332	(0.052)	-0.0435	(0.045)	-0.0348	(0.053)
$0.5 * T^2$	0.029**	(0.014)	0.0284**	(0.014)	0.0297**	(0.014)	0.0291**	(0.014)
$T * \ln(L)$			-0.0057	(0.017)			-0.0056	(0.017)
$T * \ln(K)$			0.0027	(0.019)			0.0022	(0.018)
无效率模型								
$\ln(EMP2)$	-0.2770***	(0.025)	-0.2768***	(0.023)	-0.2775***	(0.024)	-0.2773***	(0.023)
$\ln(EMP3)$	-0.3813***	(0.038)	-0.3814***	(0.033)	-0.3831***	(0.037)	-0.3832***	(0.032)
$\ln(FEP)$	-0.0283	(0.016)	-0.0285*	(0.016)	-0.0278*	(0.016)	-0.028*	(0.015)
$\ln(IRP)$	-0.0361	(0.024)	-0.0360	(0.024)	-0.0364	(0.024)	-0.0363	(0.025)
$\ln(PWP)$	0.1299	(0.018)	0.1300***	(0.018)	0.1304***	(0.017)	0.1305***	(0.018)
CDUMMY	-0.0774**	(0.038)	-0.0779*	(0.04)	-0.1136**	(0.046)	-0.1145**	(0.050)
σ^2	0.082***	(0.004)	0.082***	(0.004)	0.082***	(0.004)	0.082***	(0.004)
λ	1.00E-08	(0.070)	0.10	(0.067)	2.23E-07	(0.072)	1.00E-08	(0.073)
对数似然函数值	-137.54		-137.44		-136.60		-136.49	
观测值	810		810		648		648	

注:***、**、* 分别表示回归参数在 1%、5%、10% 水平下显著;括号内为标准误,为节省篇幅表中省略了常数项和生产函数中耕地面积变量(D)及其交叉项的回归参数,如需要可向作者索取可向作者索取相关的回归结果。

表 3 的回归结果只回答了村镇银行的设立能否对农业生产效率产生显著影响,由于不同区县设立村镇银行的数量存在差异,我们需要同时在控制其他影响因素条件下,考察村镇银行在不同县域地区的信贷规模对农业生产率产生的具体影响。表 4 给出了利用村镇银行的信贷额度(CRD)作为无效率模型中核心解释变量的回归结果。模型 5 基于生产函数为中性技术进步条件进行了估计,生产函数大多数变量和无效率模型的解释变量参数估计均不显著;模型 6 基于生产函数为非中性技术进步假设条件重新进行了估计,无论是生产函数还是无效率模型中变量的估计参数大小和显著性均与表 3 中的估计结果具有较高一致性,控制了其他影响农业生产率因素之后,模型 6 中 CRD 变量估计参数在 5% 水平下显著表明:村镇银行信贷增加会对农业生产率产生显著的促进作用,村镇银行绝对信贷规模增加一倍(100%)大约会带动农业生产率上升 0.84 个百分点。同样考虑到影响农业生产率其他因素与农业生产率本身存在反向因果关系以及时间滞后效应,模型 7 和模型 8 无效率模型中的变量滞后一期,继续进行相应的验证,结果同样显示与表 3 中回归结果具有

高度的一致性,仍然表明工业和服务业就业比重提升对农业生产率的影响作用最大,而单位土地使用化肥和有效灌溉面积比重对农业生产率影响作用较低。同样,采用滞后一期的村镇银行信贷规模变量的估计无论在参数的绝对值大小还是显著性水平都相对于采用水平变量估计(模型6)有了明显提升,其估计参数至少在5%水平下显著:村镇银行信贷规模增加一倍,农业生产率大约会提升1.4个百分点。表3和表4经验结果显示:无论是基于中性技术进步还是非中性技术进步生产函数假设,无论是采用村镇银行的虚拟变量还是村镇银行的绝对信贷额度,本文回归结果都稳健一致表明:村镇银行发展会对农业生产率提升产生显著影响作用。

表4 村镇银行信贷规模对农业生产效率的影响(被解释变量:Ln(Y))

变量	模型5		模型6		模型7(滞后一期)		模型8(滞后一期)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
Ln(L)	1.5226*	(0.823)	1.3868***	(0.091)	1.3699***	(0.071)	1.3888***	(0.085)
Ln(K)	0.2742	(0.799)	-0.2475***	(0.093)	-0.2343***	(0.081)	-0.2462**	(0.090)
0.5 * Ln(L ²)	-0.2458	(0.558)	-0.0765	(0.063)	-0.0702	(0.055)	-0.0769	(0.054)
0.5 * Ln(K ²)	0.2037	(0.512)	0.3478***	(0.054)	0.3491***	(0.047)	0.3477***	(0.055)
Ln(L) * Ln(K)	-0.2242	(0.815)	-0.328***	(0.101)	-0.3379***	(0.087)	-0.3280***	(0.095)
T	-0.0245	(0.759)	-0.0328	(0.046)	-0.0414	(0.037)	-0.0313	(0.049)
0.5 * T ²	0.028	(0.239)	0.0283**	(0.014)	0.0288**	(0.012)	0.0282**	(0.014)
T * Ln(L)			-0.0058***	(0.017)			-0.0057	(0.016)
T * Ln(K)			0.0025	(0.019)			0.0018	(0.017)
无效率模型								
Ln(EMP2)	-0.0661	(0.219)	-0.2768***	(0.022)	-0.2775***	(0.021)	-0.2771***	(0.021)
Ln(EMP3)	-0.0357	(0.303)	-0.3806***	(0.032)	-0.3819***	(0.033)	-0.3820***	(0.032)
Ln(FEP)	-0.0596	(0.293)	-0.0289*	(0.017)	-0.0282*	(0.014)	-0.0284*	(0.015)
Ln(IRP)	-0.0198	(0.841)	-0.0354	(0.024)	-0.0360	(0.023)	-0.036	(0.023)
Ln(PWP)	0.0281	(0.070)	0.1304***	(0.017)	0.1308***	(0.017)	0.1308***	(0.017)
Ln(CRD)	-0.0623	(0.296)	-0.0084**	(0.004)	-0.0139**	(0.005)	-0.0141***	(0.005)
σ ²	0.139***	(0.031)	0.0822***	(0.004)	0.0819***	(0.004)	0.0819***	(0.004)
λ	0.047***	(0.011)	1.00E-08	(3.10E-06)	6.61E-05	(2.59E-04)	1.00E-08	(3.24E-06)
对数似然函数值	-316.79		-137.40		-136.02		-135.89	
观测值	810		810		648		648	

注:***、**、*分别表示回归参数在1%、5%、10%水平下显著;括号内为标准误,为节省篇幅表中省略了常数项和生产函数中耕地面积变量(D)及其交叉项的回归参数,如需要可向作者索取相关的回归结果。

(二) 村镇银行发展对农业生产率影响作用的渠道分析

如前文所述,村镇银行可以通过提供多种形式的信贷融资促进县域地区城镇化水平提升,推动农业资本深化,对农户的生产资料、生活消费、医疗保险等方面提供直接金融支持,促进农村和县域地区交通、水利灌溉、电力供应基础设施完善等。为了考察村镇银行发展通过不同渠道对农业生产率的影响,在控制了影响农业生产率的相关变量的条件下,同时在无效率模型中分别加入了村镇银行信贷规模变量与其他影响农业生产率构建的交叉项变量,进一步考察村镇银行通过不同渠道对农业生产率的影响。由于表3和表4的经验分析表明,基于非中性技术进步的经验回归结果相对于中性技术进步假设更为稳健,因此表5中同样基于非中性技术进步生产函数假设,利用相应的无效率模型考察村镇银行通过不同渠道对农业生产率产生的影响;同时考虑到反向因果关系以及时

间滞后效应,对表5中无效率模型的控制变量及其交叉项变量都做了滞后一期处理。表5中的模型9-模型13在已有无效率模型基础上分别加入村镇银行信贷规模变量与其他影响农业生产率变量的交叉项回归结果,在无效率模型中控制了交叉项变量之后,从单独影响农业生产率的变量回归参数来看,一个显著的变化特征是回归参数的显著性有了较大的提升,尤其是单位土地使用化肥量变量(FEP)和有效灌溉面积比重变量(IRP)的回归参数都在1%水平下显著为负值,表明单位土地施用化肥量和有效灌溉面积比重增加仍然会对农业生产率提升产生显著的影响,并且从影响农业生产率相对变量(EMP2,EMP3,FEP,IRP,PWP)的回归参数大小来看,仍然表明工业和服务业比重增加对农业生产率影响作用最大,而单位土地使用化肥量变化对农业生产率的边际弹性最低。表5中单独变量的回归结论不仅与表3和表4完全一致,而且从显著性方面也变得更为理想,表明在无效率模型中控制了交叉项变量之后单独变量的回归结果与理论预期更为吻合。

表5 村镇银行的设立对农业生产效率影响的渠道(被解释变量: $\ln(Y)$)

变量	模型9	模型10	模型11 无效率模型	模型12	模型13
$\ln(EMP2)$	-0.2511*** (0.022)	-0.2548*** (0.017)	-0.2501*** (0.020)	-0.254*** (0.017)	-0.2606*** (0.020)
$\ln(EMP3)$	-0.2673*** (0.033)	-0.2166*** (0.033)	-0.2735*** (0.054)	-0.2743*** (0.030)	-0.2671*** (0.032)
$\ln(FEP)$	-0.0917*** (0.015)	-0.0996*** (0.012)	-0.0841*** (0.018)	-0.0901*** (0.012)	-0.0911*** (0.013)
$\ln(IRP)$	-0.1368*** (0.024)	-0.1443*** (0.028)	-0.1403*** (0.029)	-0.1242*** (0.023)	-0.1354*** (0.024)
$\ln(PWP)$	0.1471*** (0.017)	0.1798*** (0.009)	0.1486*** (0.016)	0.1400*** (0.017)	0.1522*** (0.017)
$\ln(CRD)$	-0.0351** (0.013)	-0.0417*** (0.007)	-0.0354** (0.012)	-0.0115*** (0.002)	-0.0506*** (0.021)
$\ln(CRD) * \ln(EMP2)$	-0.0181** (0.009)				
$\ln(CRD) * \ln(EMP3)$		-0.0206*** (0.007)			
$\ln(CRD) * \ln(FEP)$			0.0036 (0.004)		
$\ln(CRD) * \ln(IRP)$				-0.0072* (0.004)	
$\ln(CRD) * \ln(PWP)$					-0.0119** (0.006)
σ^2	0.059*** (0.003)	0.058*** (0.003)	0.059*** (0.004)	0.060*** (0.003)	0.059*** (0.003)
λ	1.00E-08 (3.91E-06)	2.03E-06 (8.56E-06)	0.003 (0.016)	8.44E-06 (5.10E-06)	1.00E-08 (4.05E-07)
对数似然函数值	-3.61	-8.79	-24.19	-4.48	-3.52
观测值	648	648	648	648	648

注:***、**、*分别表示回归参数在1%、5%、10%水平下显著;括号内为标准误,为节省篇幅表中省略了生产函数中变量的回归参数,如需要可向作者索取相关的回归参数。

通过分析村镇银行对农业生产率的影响渠道,我们重点需要考察交叉项变量参数的回归结果。模型 9 和 10 在无效率模型中分别加入了村镇银行信贷规模与工业就业比重的交叉项变量,村镇银行信贷规模与服务业就业比重交叉项变量,这两个交叉项的回归参数至少在 5% 的显著性水平上为负值,表明村镇银行信贷对农业生产率的影响与地区工业和服务业发展水平存在显著的系统性关系,随着地区工业和服务业水平提升,村镇银行信贷增加对农业生产率的提升作用会显著增强。城镇化水平越高的县区,村镇银行信贷对农业生产率促进作用越大。这一经验结论不仅与村镇银行目前发展仍然主要集中在县城区域并没有真正进入乡村和农户的现实相符,也验证了国内学者对村镇银行发展的相关调研结论:村镇信贷仍然在很大程度上支持了当地工业和服务业企业的发展(当然也包括很多涉农的工业和服务业企业),其信贷结构并未完全真正集中在分散的农户。事实上,这一经验结论也从另一个方面表明村镇银行信贷通过支持县域地区的工业和服务业发展渠道,间接带动了农业生产率水平显著提高。模型 11 在无效率模型中加入了村镇银行与单位土地施用化肥量比重的交叉项变量,其回归结果为不显著的正值,表明村镇银行的信贷对农业生产率的影响作用与地区农业施用化肥的密度没有显著的系统性关系,村镇银行信贷并未通过促进农户增加化肥施用比重显著带动农业生产效率提升。尽管村镇银行信贷对农户的直接信贷支持不仅仅包括主要生产资料化肥的购买(还可能包括种子、农药、机械设备及生活消费、农民医疗保险健康等直接的金融支持方面,由于数据所限本文未能对此诸多渠道进行分别验证),但也从一个侧面表明了村镇银行的信贷对农业生产率的影响主要渠道并非对分散小规模主要从事种植业农户的直接金融支持,从一定程度上验证了国内学者普遍认为村镇银行发展目前仍然存在“脱农”的倾向和问题;事实上,从我们对四川省村镇银行的一些调研活动和实际情况了解来看也确实发现存在上述的现象和问题。尽管截至 2011 年底四川省村镇银行涉农贷款比重超过了 85%,但贷款主要集中在涉农的企业(比如种养殖业大户以及农产品加工生产企业等)以及涉农的服务性行业,而并非针对主要从事粮食生产的分散小规模家庭农户。模型 12 的无效率模型在控制了单独变量之后,加入了村镇银行信贷与有效灌溉面积比重的交叉项变量,其参数回归结果在 10% 的显著性水平上为负值,表明村镇银行信贷对农业生产率的影响与农村有效灌溉面积比重存在较为显著的系统性关系,随着农业有效灌溉面积比重的提高,村镇银行信贷增加对农业生产率的促进作用也会相应上升。模型 13 的无效率模型在控制其他因素之后,加入了村镇银行信贷规模与单位农业产值的电力消耗变量的交叉项,其参数回归结果在 5% 的显著性水平上呈现负值,表明村镇银行的信贷对农业生产率的影响与地区单位农业产值的电力消耗存在显著的系统性关系。在单位农业产值电力消耗越高的区县,村镇银行信贷增加对其农业生产效率的带动作用越大。模型 12 和模型 13 的交叉项的经验结果也从另一角度表明,村镇银行的信贷通过促进农村地区有效灌溉面积增加和缓解电力供给紧张两种渠道同样对农业生产效率提升会产生显著带动作用,村镇银行信贷通过支持县区农村及涉农企业对基础设施更多地投入或者通过增加基础设施建设渠道同样会间接对农业生产率产生显著影响。

五、结论与政策含义

本文首次基于四川省县级区域面板数据考察了村镇银行对于农业生产率的影响作用及其影响渠道。研究表明:村镇银行设立及其信贷规模增加显著带动了农业生产率提升。基于灵活的小额信贷方式,村镇银行通过促进县域地区工业和服务业(包括涉农的工业和服务业)发展水平提升,以及推动农村及涉农企业对基础设施投入或者建设显著带动了农业生产率提升。由于村镇银行设立目前仍然主要集中在区县一级,并未真正进入乡村,村镇银行对农业生产率的带动作用并非体现

在对分散农户的直接金融支持方面。

村镇银行作为一种快速发展的新型农村微小金融机构,评估村镇银行对“三农”问题的影响作用不能简单局限于对传统农业增产、农民增加收入等直接的金融支持方面。当前正处于我国加快农业结构转型升级,建设新农村和推动城镇化建设的关键时期,需要在宏观层面全面认识村镇银行快速发展对于促进农村产业结构升级、推动农村产业化进程以及促进城镇化建设方面所发挥的积极作用。对于村镇银行目前发展存在不同程度的政策定位与市场定位不一致、经营风险较大、存款来源短缺、缺乏金融创新等一些列问题,解决问题的根本在于继续深化村镇银行股权治理结构改革,给予村镇银行更多发展空间、加强风险监管、探索村镇银行金融创新手段,同时配合利率市场化和农村土地流转制度改革,促进村镇银行因地制宜、循序渐进的发展。

当然,本文的研究仍然有较大的扩展空间:首先,村镇银行的信贷对农业生产率影响渠道众多,由于数据局限本文只考虑了有限的几种,全面认识村镇银行对农业生产率的影响仍然需要更加全面细致的数据支撑;其次,本文主要以四川省为例,尽管四川省村镇银行发展在全国处于领先水平并具有较强的代表性,但不同地区村镇银行的发展特征和方式仍然存在较大的差别,对农业生产率的影响作用和渠道也会存在一定的差别,因此有必要基于时间跨度更长且更具说服力的全国样本数据考察村镇银行发展对农业生产率的影响;最后,本文主要基于县域面板数据从宏观层面认识村镇银行对农业发展的影响,而深化认识村镇银行对“三农”问题的具体影响作用,仍然需要基于微观农户或涉农企业的调查数据,评估村镇银行小额信贷项目具体运作方式和实际效果。

参考文献

- 胡秋灵、王菲菲(2010):《西部地区村镇银行发展中存在的问题及解决途径》,《农村经济》,第11期。
- 林毅夫(2003):《金融改革与农村经济发展》,北京大学中国经济研究中心讨论稿, No. C2003026。
- 林毅夫、蔡昉、李周(1994):《中国的奇迹:发展战略与经济改革》,上海人民出版社。
- 孟德锋、卢亚娟、方金兵(2012):《金融排斥视角下村镇银行发展的影响因素分析》,《经济学动态》,第9期。
- 潘林(2011):《村镇银行发展的九个两难选择》,《农村金融研究》,第11期。
- 涂正革、肖耿(2007):《我国工业企业技术进步的随机前沿模型分析》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》,第7期。
- 王修华、贺小金、何婧(2010):《村镇银行发展的制度约束及优化设计》,《农业经济问题》,第8期。
- 温涛、冉光和、熊德平(2005):《中国金融发展与农民收入增长》,《经济研究》,第9期。
- 徐瑜青、周吉帅、刘冬(2009):《村镇银行问题调查与研究》,《农村经济》,第4期。
- 杨树荣、周家凯(2011):《对农村村镇银行发展状况的调查与思考》,《农村金融研究》,第8期。
- 余新平、熊晶白、熊德平(2010):《中国农村金融发展与农民收入增长》,《中国农村经济》,第6期。
- 张杰(2003):《中国农村金融制度:结构、变迁与政策》,中国人民大学出版社。
- 张亦春、张金斌(2011):《村镇银行的顶层设计问题与发展困境》,《中国金融》,第23期。
- 赵志刚、巴曙松(2011):《我国村镇银行发展困境与政策建议》,《商业银行经营管理》,第1期。
- 中国人民银行上饶中心支行课题组(2006):《农村产业结构调整与政策性金融支持的理论及实证分析》,《金融研究》,第10期。
- Barry, P. and L. Robison (2001): “Agricultural Finance: Credit, Credit Constraints, and Consequences”, *Handbook of Agricultural Economics*, 1, 515-567.
- Battese, G. and T. Coelli (1992): “Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India”, *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153-169.
- Battese, G. and T. Coelli (1995): “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data”, *Empirical Economics*, 20, 325-332.
- Boucher, S., C. Guirking and C. Trivelli (2009): “Direct Elicitation of Credit Constraints: Conceptual and Practical Issues with an Application to Peruvian Agriculture”, *Economic Development and Cultural Change*, 57, 609-640.

- Carter, M. (1989): "The Impact of Credit on Peasant Productivity and Differentiation in Nicaragua", *Journal of Development Economics*, 31, 13–16.
- Conning, J. and C. Udry (2005): "Rural Financial Markets in Developing Countries", Centre Discussion Paper No. 914, Economic Growth Center, Yale University.
- Dong, F., J. Lu and A. Featherstone (2012): "Effects of Credit Constraints on Household Productivity in Rural China", *Agriculture Finance Review*, 72, 402–415.
- Duong, P. and Y. Izumida (2002): "Rural Development Finance in Vietnam: A Microeconomic Analysis of Household Surveys", *World Development*, 30, 319–335.
- Feder, G., L. Lau, J. Lin and X. Luo (1989): "Agricultural Credit and Farm Performance in China", *Journal of Comparative Economics*, 13, 508–525.
- Feder, G., L. Lau, J. Lin and X. Luo (1990): "The Relationship between Credit and Productivity in Chinese Agriculture: A Microeconomic Model of Disequilibrium", *American Journal of Agricultural Economics*, 72, 1151–1157.
- Fletschner, D., C. Guirking and S. Boucher (2010): "Risk, Credit Constraints and Financial Efficiency in Peruvian Agriculture", *Journal of Development Studies*, 46, 981–1002.
- Foltz, J. (2004): "Credit Market and Profitability in Tunisian Agriculture", *Agriculture Economics*, 30, 229–240.
- Guirking, C. and S. Boucher (2008): "Credit Constraints and Productivity in Peruvian Agriculture", *Agriculture Economics*, 39, 295–308.
- Guo, P. and X. Jia (2009): "The Structure and Reform of Rural Finance in China", *China Agricultural Economic Review*, 1, 212–226.
- Kochar, A. (1997): "Does Lack of Access of Formal Credit Constrain Agricultural Production? Evidence from the Land Tenancy Market in Rural India", *American Journal of Agricultural Economics*, 79, 754–763.
- Kumar, R. (2005): "Constraints Facing Indian Agriculture: Need for Policy Intervention", *Journal of Agricultural Economics*, 60, 49–59.
- Kumbhakar, S., S. Ghosh and J. McGuckin (1991): "A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U. S. Dairy Farms", *Journal of Business & Economic Statistics*, 9, 279–286.
- Ladejinsky, W. (1976): "Agricultural Production and Constraints", *World Development*, 4, 1–10.
- Li, X., C. Can and B. Hu (2011a): "Accessibility to Microcredit by Chinese Rural Households", *Journal of Asian Economics*, 22, 235–246.
- Li, X., C. Can and B. Hu (2011b): "The Welfare Impact of Microcredit on Rural Households in China", *Journal of Socio-Economics*, 40, 404–411.
- Okoboi, G. and M. Barungi (2012): "Constraints to Fertilizer Use in Uganda: Insights from Uganda Census of Agriculture 2008/9", *Journal of Sustainable Development*, 5, 99–113.
- Reyes, A., R. Lensink, A. Kuyvenhoven and H. Moll (2012): "Impact of Access to Credit on Farm Productivity of Fruit and Vegetable Growers in Chile", Selected Poster Prepared for Presentation at the International Association of Agriculture Economist (IAAE) Triennial Conference, Brazil, 18–24 August.
- Tsai, K. (2004): "Imperfect Substitutes: The Local Political Economy of Informal Finance and Microfinance in Rural China and India", *World Development*, 32, 1487–1507.
- Turvey, C. and R. Kong (2010): "Informal Lending Amongst Friends and Relatives: Can Microcredit Compete in Rural China?", *China Economic Review*, 21, 544–556.
- Woutersen, T. and S. Khandker (2013): "Estimating the Effects of Credit Constraints on Productivity of Peruvian Agriculture", Policy Research Working Paper, No. 6658.
- Zeller, M., A. Diagne and C. Mataya (1998): "Market Access by Smallholder Farmers in Malawi: Implications for Technology Adoption, Agricultural Productivity and Crop Income", *Agricultural Economics*, 19, 219–29.
- Zhang, Guibin (2008): "The Choice of Formal and Informal Finance: Evidence from Chengdu, China", *China Economic Review*, 19, 659–678.

(责任编辑:程 炼)