



农村金融发展对农业经济增长影响机制的迁移性检验

——基于 PLSTR 模型的实证研究

刘金全,徐宁,刘达禹

(吉林大学 数量经济研究中心/商学院,吉林 长春 130012)

摘要:本文利用 PLSTR 模型实证分析了我国农村金融发展对农业经济增长的影响机制,结果发现:在农村金融发展初期,提高资金利用效率能够有效拉动农业经济增长,但提高农村金融相关率会对农业经济增长产生显著的抑制效应;而当农村金融相关率超过门槛水平后,提高农村金融相关率则能够显著促进农业经济增长,表明二者的作用机制会随着普惠金融的推进而不断演变。因此,政府和财政部门在支农政策选择上要确保有的放矢,清晰判断不同地区农村金融发展的阶段性特征,采取不同的支持策略,进而构建更具包容性的农村金融体系,为“新常态”时期内的宏观经济发掘新的增长点。

关键词:农村金融发展;农业经济增长;PLSTR 模型;金融相关率

中图分类号:F320.6 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2016)02-0134-10

一、引言

“十二五”以来,我国一直将“健全国家金融体系、完善金融服务功能”作为金融改革与发展的重点,而农村金融作为我国整个金融体系的薄弱环节,已经成为金融改革的重要突破口。实际上,农村金融作为现代农业经济资源配置的核心,不仅起到资金融通和优化资源配置的作用,同时也是发展中国家农业经济发展的重要支撑和先决因素。然而,金融发展对经济增长的影响通常具有门槛效应^[1],特别是在现阶段的中国,由城乡二元经济结构引发的城乡二元金融结构问题凸显,而政府计划性金融制度安排和金融资金趋利性又进一步深化了城乡间的金融割裂,导致金融资源配置畸形和效率低下;此外,农村金融基础设施匮乏,金融服务产品单一,以及农民金融服务意识淡薄决定了我国农村金融体系建设仍有待长期的发展与完善。因此,从农村金融发展的视角出发,探究其对农业经济增长的影响机制,检验农村金融发展的“收入门槛效应”,不仅有助于各级政府识别现阶段不同地区农村金融发展与区域经济增长之间的依存关系,还可以为政府决策部门的金融扶贫政策选择提供相应依据,从而从根本上改变我国城乡二元金融结构现状,优化农村金融生态发展,促进以大型商业银行为核心的城市金融机构与以农村信用社和储蓄银行为核心的农村金融机构有机统筹,做到取之于“农”、用之于“农”,有效遏制我

收稿日期:2015-07-22

项目资助:国家社会科学基金重点项目“我国经济发展新常态的形成机理、趋势性特征及经济政策取向研究”(15AZD001);吉林大学数量经济学领域创新选题项目“农村金融发展、普惠金融落实与金融稳定性问题研究”(JLUCQE14007)

作者简介:刘金全,男,吉林大学商学院教授,博士生导师。E-mail:jinquan@jlu.edu.cn

国农村地区大量金融资源流向城镇地区和非农领域等金融风险较高的部门,在最大程度上控制我国金融体系整体风险,并有效发挥金融扶贫政策的局部调控效应,使我国在经济发展“新常态”时期内的金融体系建设更多地致力于“可得性”金融服务的深化与推广,构建更具包容性的金融体系,打造更具包容性的增长引擎,从而在全面深化金融体制改革的同时为宏观经济发掘新的增长点。

二、文献综述与研究假设

目前有关农村金融发展对农业经济增长影响机制的研究正在深入进行,其演变主要历经以下三种理论:农业信贷补贴理论、农村金融市场理论和农村金融市场不完全竞争理论。

早期,农业信贷补贴理论指出,由于农业具有收入不确定、投资周期长和收益率较低等结构性特征,所以其无法成为以股东财富最大化为目标的商业银行的融资对象。因此,为缩小农业与其他产业之间的结构性收入差距,政府和财政部门应对农业的融资利率进行必要补贴,并采取信贷供给先行的农村金融战略。King 和 Levine 指出,发展中国家的农业信贷补贴会对农业经济增长产生显著的抑制效应,这说明政府过度干预农村金融会产生显著的负外部性^[2]。Besley 认为发展中国家存在农村金融机构缺失,信贷制度不健全等限制,所以农村信贷主要是依靠高利率的非正式金融机构,因此,只有确保信贷供给政策先行,并采用适当的补贴来弥补农村金融机构的利润损失,才能有利于农村金融的可持续发展^[3]。温涛等对我国 1952—2003 年间的样本数据进行检验,结果发现计划经济体制下的农村金融在很大程度上内生于政府财政,导致其资金利用效率低下;而在市场经济体制改革初期,金融资金受其趋利性特征的影响又进一步深化了城乡之间的金融割裂^[4]。此外,农村金融发展附带的一些非金融服务项目还会增加金融服务的运营成本,这会在一定程度上降低其盈利水平^[5]。

然而,农业信贷补贴理论假设农村贫困居民不具有储蓄能力,并且其面临的是慢性资金不足,但随着农村普惠金融的不断发展,这一假设与现实状况已逐渐相悖。因此,农村金融市场应运而生,Cetorelli 和 Gambera 证明了非竞争性银行(如农业政策银行和农村信用合作社)与其在弱势贷款群体中的信贷牵头地位具有因果关系,因此,利率非市场化和高度依赖补贴成为农村金融的典型特征,这会降低其自身的盈利能力^[6]。徐忠的研究认为,利率扭曲是造成农村信贷缺失的主导原因,人为压低存款利率,政府过度控制农村金融风险等行为都会降低农村储蓄者的存款意愿,从而阻碍了农村金融发展^[7]。此外,姚耀军同样指出,中国农村金融发展的宏观表象严重背离其微观基础,就宏观表象而言,农村金融发展(主要是农业存贷款总额、农村金融机构资产总额以及农村金融机构网点数量等)与农业经济增长的变化趋势高度吻合;而就微观基础而言,由于农村金融机构种类单一,农村信用社垄断地位凸显,导致农村金融市场缺乏竞争,并严重降低了农村居民的实际贷款意愿^[8]。

20 世纪 90 年代以来,人们越发意识到,发展中国家的农村金融市场远非完全竞争市场,因此,不完全竞争市场论逐渐进入了学者与政策制定者的视野。不完全竞争市场论强调政府应适时适度地对农村金融市场进行补贴与规制,同时确保农村金融机构的竞争性与自身盈利能力,并采用定向调控的方式引导农村金融的发展方向(如补贴农村金融机构网点建设、补贴人员培训成本和增设服务项目等)。Hoff 指出,农村金融市场是典型的非完全竞争市场,因此,政府应当适当介入,并对农村借款人进行有效监督,这可以在促进农村金融发展的同时维护农村金融机构的竞争性^[1]。Paxton 和 Cuevas 认为,每一笔金融服务都存在一定的固定成本,对农村居民开展的小规模存贷款业务必然会使其固定成本显著上升,从而减少银行资金的安全边际,这不但会影响银行体系的盈利水平,同时也会降低整个体系的风险承受力,因此,这种定向扶持是激

活农村金融对农业经济增长拉动效应的有效方式^[9]。

此外,还有许多国内学者针对我国的现实国情分析了二者间的关系。林毅夫等指出,在我国,农村金融内生于经济发展战略,其可以有效盘活农村经济资源,提高资金利用效率,从而长期拉动经济增长。^[10]焦瑾璞指出,切实改善对弱势群体特别是农村居民的金融服务,是推进农村金融发展和普惠金融的关键,这对改善现阶段的城乡二元化金融结构,降低金融排斥,进而为经济增长打造新引擎具有重要意义。^[11]然而,我国农村经济发展面临的最大困境就在于农村金融与农村经济关系间的结构性失调,这主要体现在农村经济发展过程中出现的阶段性金融需求与现实金融服务间的错配^[12]。谢琼等证实了现阶段我国农村金融的功能与农村经济发展的目标间仍存在偏离。^[13]而西部地区的面板分析结果表明,农村金融效率的提升会显著抑制农业经济发展^[14]。实际上,出现这种“反事实”现象主要是因为,该地区整体金融效率偏低,因此无法对农村经济增长产生显著的拉动效应,而当将面板扩展至全国后即可发现,地区间农村金融效率呈现出显著差异,其中东部地区的金融效率显著高于西部地区,其对农业经济增长的影响机制也不尽相同^[15]。

通过回顾以往有关农村金融发展与农业经济增长关联机制的研究不难发现,相关研究受制于样本时间跨度和地域性差异的影响,并未形成一致结论,这意味着农村金融发展对农业经济增长的影响机制可能存在着非线性特征亦或是时变性特性^[16]。有鉴于此,本文将对这一问题进行深入研究,并据此提出研究假设 1。

假设 1:样本期间内,农村金融发展对农业经济增长的影响机制存在结构性变化,这一影响机制将会随着金融相关率水平的变化呈现出显著的“门槛效应”。

此外,早期的研究多数认为,我国农村金融发展内生于政府计划性财政支出,导致其资金利用效率低下,此时农村金融发展反而对农业经济增长产生了显著的“抑制效应”^[4]。基于此,本文提出研究假设 2。

假设 2:在农村金融发展水平低于门槛值时,农村金融发展对农业经济增长具有显著的“抑制效应”,其与农村金融市场理论的观点一致。

最后,近期的许多研究表明,随着我国农村普惠金融水平的不断提升,许多地区的农村金融发展已经对农业经济增长产生了显著的“拉动效应”^[17],因此,本文提出假设 3。

假设 3:在农村金融发展水平超越门槛值后,农村金融发展对农业经济增长具有显著的拉动作用,其与农村金融市场不完全竞争理论的观点高度耦合。

基于以上三个假设,本文将使用非线性分省面板数据模型探究样本期间内我国农村金融发展对农业经济增长的影响机制,甄别农村金融发展对农业经济增长的影响是否存在结构性变化,从而检验农业信贷补贴论、农村金融市场论和不完全竞争理论在我国现阶段农村金融发展过程中的适用性,进而为政府和财政部门的支农政策提供理论支持和经验证据。

三、理论分析与模型设定

(一) 帕加诺模型

Pagano 在 AK 增长模型的基础上引入了金融部门,随后这一模型为金融发展与经济增长间依存机制的相关研究提供了一个理论框架,并已逐步成为现代金融理论中最具代表性的理论模型^[18]。此后,许多学者对这一模型进行了拓展研究,董晓林将利率因素加入至该模型当中,考察了资本成本在这一传导机制中的作用^[19];冉光和与张金鑫将时间哑变量置于该模型当中,发现 1994 年后,我国农村金融发展与农业经济增长间的作用机制发生了明显的结构性改变。^[20]回顾有关帕加诺模型的相关研究不难发现,现有关于帕加诺模型的拓展研究主要集中于两个方

面:一是对帕加诺模型的基本形式进行拓展;二是对该模型的估计方法进行改进,进而验证模型的非线性特征。然而,直接将相应变量加入至帕加诺模型缺乏相应的理论基础,这将直接影响研究结论的稳健性。鉴于此,本文将延续冉光和与张金鑫的研究思路,对帕加诺模型进行非线性拓展,从而考察我国农村金融发展对农业经济增长影响的动态特征和机制转变^[20]。

Pagano 假设在一个封闭的经济体中,一国只生产一种产品,其既可以用于投资也可以用于消费,资产每期以固定的速率 δ 折旧,于是内生增长模型可写为如下形式:

$$Y_t = A_t K_t \quad (1)$$

其中, Y_t 代表 t 期总产出, A 代表技术水平,而 K_t 是当期总资本存量。进一步根据资本存量与投资 and 折旧之间的关系可得:

$$I_t = K_{t+1} - (1 - \delta) K_t \quad (2)$$

这样, t 期的经济增长率 g_t 可表达为:

$$g_t = Y_t / Y_{t-1} - 1 \quad (3)$$

将(1)式和(2)式代入(3)式,整理可得:

$$g_t = A_t (I_{t-1} / Y_{t-1}) - \delta \quad (4)$$

在内生增长模型框架下,市场达到均衡的条件为总投资(I_t) = 总储蓄(S_t),然而 Pagano 指出,受信息不对称、流动性偏好和菜单成本等因素的影响,非完全储蓄现象在金融体系中广泛存在^[18],假设其漏出比率为 $1 - \theta$,则有:

$$\theta S_t = I_t \quad (5)$$

其中 θ 表示投资储蓄比,而储蓄率 s 可写为:

$$s = S/Y \quad (6)$$

将(5)式、(6)式整理代入(4)式可得到稳态下经济增长率的表达式:

$$g = A(s\theta) - \delta \quad (7)$$

取对数后可得:

$$\ln g = \ln A + \ln \theta + \ln s \quad (8)$$

此式即是 Pagano 给出的基本模型,其中 A 代表资本边际贡献率, θ 代表投资储蓄比, s 代表储蓄率,他们共同决定经济增速。基于此,我们采用农村投资比率 tz (农业固定资产投资/农业增加值)作为资本边际贡献率的替代变量;而金融发展通常包括金融规模扩大和金融效率提高两个方面,在此我们使用农村金融相关率 fir (农村金融贷款总量/农业增加值)作为农村金融规模的替代变量,选取贷存比率 dc (农村金融贷款/农村金融存款)作为农村金融效率的替代变量;最后令农村存款比率 ck (农村金融存款/农业增加值)作为储蓄率 s 的代理变量。而农业经济增长可以用农林牧渔业增加值总和 y 进行度量。基于此,本文的基本计量模型可表达如下:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 fir_t + \beta_2 dc_t + \beta_3 ck_t + \beta_4 tz_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中, fir 、 dc 、 ck 、 tz 分别代表农村金融相关率、农村金融贷存比、农村存款比率和农村投资比率。此外,为确保比率指标的原始属性,同时使回归结果更具经济含义,我们在此并未对比率指标进行取对数处理。

(二) 帕加诺模型的平滑迁移拓展

非线性面板数据建模一直是学者们的重点研究领域, Hansen 最早构建了 PTR 模型,并为这一领域内的研究奠定了重要基础^[21]。王书华和苏剑使用 PTR 模型进行研究,发现农村金融资产配置具有显著的“收入门槛效应”^[17];张兵等基于省级 PTR 模型的研究结果同样表明:农村金融发展对农村居民收入差距的影响机理较为复杂,其会随着农村金融发展水平值的变化而发生结构性改变^[16]。然而, PTR 模型有一个明显的弊端,即:门限值是一个点估计,这会导致样本在门槛值附近出现跳跃式转换。然而在现实经济问题中,经济变量间作用机制的转换更多地体

现为平滑迁移过程。因此,为克服这一问题,González 等构建了面板平滑迁移模型(PLSTR),它可以令数据在不同样本之间进行平滑转换,从而克服了 PTR 模型中样本在门限值附近出现跳跃性转换的弊端^[22]。其基本形式设定如下:

$$\begin{cases} Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{fir}_{it} + \beta_2 \text{dc}_{it} + \beta_3 \text{ck}_{it} + \beta_4 \text{tz}_{it} + \sum_{k=1}^K (\beta_1^k \text{fir}_{it} + \beta_2^k \text{dc}_{it} + \beta_3^k \text{ck}_{it} + \beta_4^k \text{tz}_{it}) \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \cdot) + \varepsilon_{it} \\ \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \bar{\text{fir}}_h^k) = [1 + \exp(-\gamma^k \prod_{h=1}^{H_k} (\text{fir}_{it} - \bar{\text{fir}}_h^k))]^{-1} \end{cases} \quad (10)$$

这里, $\Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \bar{\text{fir}}_h^k)$ 为转移函数,它是可观测状态变量 fir 的单调有界函数。由于本文旨在考察农村金融发展对农业经济增长的影响是否存在门槛效应,因此,我们以农村金融相关率 fir 作为转移变量。 γ 代表指数平滑斜率系数,其大小决定了机制迁移速度。 $\bar{\text{fir}}$ 是转移函数中的位置参量,决定了机制迁移的位置, ε_{it} 代表随机扰动项。在此,我们令农村金融相关率、贷存比率、存款比率和投资比率均服从逻辑平滑迁移过程,同时令农村金融相关率 fir 作为转移变量,进而检验农村金融发展对农业经济增长影响的门槛效应。

在上述假设前提下,农村金融相关率对农业经济增长的影响系数可表达为:

$$\delta_{it} = \frac{\partial Y_{it}}{\partial \text{fir}_{it}} = \beta_1 + \sum_{k=1}^K \beta_1^k \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \cdot) + \sum_{k=1}^K (\beta_1^k \text{fir}_{it} + \beta_2^k \text{dc}_{it} + \beta_3^k \text{ck}_{it} + \beta_4^k \text{tz}_{it}) \frac{\partial \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \cdot)}{\partial \text{fir}_{it}} \quad (11)$$

在 PLSTR 面板模型建模过程中,首先需要对数据的非线性特征进行检验,如果统计检验拒绝线性原假设,则表明使用 PLSTR 模型进行参数估计是有效的。此外,在此之后还需要进一步对残余部分进行非线性检验,以确定转移函数的个数,如果 LM 检验表明存在残余非线性部分,则需要继续增加转移函数和转移变量,直至模型不再含有剩余的非线性部分。模型检验完成后,我们将运用非线性最小二乘法(NLS)进行面板参数估计;最后,我们将根据参数估计结果分析样本期间我国农村金融发展对农业经济增长的动态影响机制。

$$\Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \bar{\text{fir}}_h^k) = [1 + \exp(-\gamma^k \prod_{h=1}^{H_k} (\text{fir}_{it} - \bar{\text{fir}}_h^k))]^{-1}, \text{ 其中 } \gamma > 0, \bar{\text{fir}}_1^k < \bar{\text{fir}}_2^k < \dots < \bar{\text{fir}}_{H_k}^k \quad (12)$$

式(12)中, H_k 的取值通常为 1 或 2,代表转移函数 $\Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \bar{\text{fir}}_h^k)$ 中含有的位置参量的个数,当 $H_k = 1$ 时,转移函数 $\Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \bar{\text{fir}}_h^k)$ 中仅含有一个位置参量:

$$\Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \bar{\text{fir}}_h^k) = [1 + \exp(-\gamma(\text{fir}_{it} - \bar{\text{fir}}))]^{-1} \quad (13)$$

可以看出,此时 $\lim_{\text{fir} \rightarrow -\infty} \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \bar{\text{fir}}_h^k) = 0, \lim_{\text{fir} \rightarrow \infty} \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \bar{\text{fir}}_h^k) = 1$ 。当 $\lim_{\text{fir} \rightarrow -\infty} \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \bar{\text{fir}}_h^k) = 0$ 时,PLSTR 面板模型收敛于区制 1(式 15);而当 $\lim_{\text{fir} \rightarrow \infty} \Gamma^k(\text{fir}_{it}; \gamma^k, \bar{\text{fir}}_h^k) = 1$ 时,PLSTR 面板模型收敛于区制 2(式 16)。这里,参数 γ 决定了 PLSTR 模型的机制迁移速度,当 γ 取值较小时,机制迁移速度较慢,面板模型在机制迁移过程中将体现出较为复杂的非线性特征;而当 γ 取值较大时,模型的机制迁移几乎是在瞬间完成,此时 PLSTR 模型与 PTR 模型较为相近。本文的主要实证结果由 MATLAB 2013a 计算完成。

四、实证研究与结果

(一) 数据选取与说明

本文选取我国 25 个省份 1999—2013 年的年度数据作为面板回归样本。数据样本包括 8 个东部省份,分别为:辽宁、河北、山东、江苏、浙江、福建、广东、海南;同时还包括:吉林、黑龙江、内蒙古、山西、河南、安徽、江西、湖南、湖北 9 个中部省份以及甘肃、陕西、宁夏、四川、贵州、云南、广西、青海 8 个西部省份。具体指标描述如下:

1. 农业经济增长。我们采用农林牧渔业增加值总和作为农业经济增长的替代变量,并以1999年作为基期,使用各地区农村商品零售价格指数对其进行平减,进而得到各省份实际农业增加值数据,记为 y ,单位为亿元。

2. 农业金融发展规模。我们使用农村金融相关率(农村金融贷款总量/农业增加值, fir)作为农村金融规模的替代变量。这一指标能够有效反应普惠金融对农业经济增长的拉动效应,并且其与农业经济增长之间可能存在显著的非线性依存机制,即门槛效应。

3. 农村金融效率。本文选取贷存比率(农村金融贷款/农村金融存款, dc)作为农村金融效率的替代变量。贷存比率越高表明资金的利用率越高,越有利于盘活资金进而拉动农业经济增长;但同时,如果农业贷款坏账率较高,过高的贷存比率就会对金融稳定造成威胁,进而体现出对农业经济增长的抑制效应。

4. 农村金融储蓄率。本文选取存款比率(农村金融存款/农业增加值, ck)作为农村金融储蓄率的替代变量,用以度量农村居民的储蓄意愿。

5. 资本边际贡献率。选取农业投资比率(农业固定资产投资/农业增加值, tz)作为资本边际贡献率的替代变量,这一变量根据 Pagano (1993)^[18]给出,是本文的控制变量。以上数据来源于《中国统计年鉴》《金融统计年鉴》《中国农村统计年鉴》以及国家统计局网站。

(二)数据描述性统计

表1给出了25个省份15年样本数据的描述性统计分析。

表1 描述性统计分析

样本范围(观测数)	指标	农业经济增长	金融相关率	贷存比率	存款比率
东部地区(112)	平均值	1188.16	0.916	0.684	1.332
	标准差	634.71	0.523	0.069	0.773
	最大值	3067.32	2.447	0.840	3.691
	最小值	197.60	0.113	0.479	0.147
中部地区(126)	平均值	933.00	0.768	0.655	1.177
	标准差	543.48	0.780	0.065	1.233
	最大值	2627.57	4.070	0.804	6.599
	最小值	165.45	0.217	0.465	0.335
西部地区(112)	平均值	563.59	0.846	0.757	1.144
	标准差	516.18	0.406	0.202	0.530
	最大值	2301.85	1.941	1.907	2.157
	最小值	38.73	0.069	0.095	0.291

观察表1可以看出,东部、中部、西部地区各项经济发展指标的统计特征存在显著差异。就农业经济增加值而言,样本期间内东部地区省份农业经济增加值平均为1188.16亿元;中部地区略低于东部地区,平均约为933亿元;而西部地区农业经济增加值显著低于二者,平均仅为563.59亿元。这说明我国西部农业经济发展较弱的态势依旧显著,因此,政府和财政部门仍需进一步支持其农业经济发展,采取定向调整措施,从而提高资源利用效率,也为打造新型经济增长引擎提供必要支持。此外,金融相关率的描述性统计显示,东部地区金融相关率平均为0.916,中部地区为0.768,而西部地区介于二者之间,为0.846。这一点与农业经济增加值的变化相异。实际上,金融相关率反映了地区金融发展规模,但并不能代表金融效率,尽管受政策扶持等诸多因素影响,西部地区的金融发展规模已经显著改善,但其较低的农业增加值则说明西部地区农村金融发展对农业经济增长的拉动效应依旧较弱。从贷存比的角度而言,西部地区的资金利用率最高,而东部与中部地区基本相当,这主要是受国家战略和相关产业政策的影响,使得西部地区的资金使用率高于东部和中部地区。最后,存款比率的统计分析结果显示,东部地

区的存款比率显著高于西部和中部地区,这一点与农业经济增加值的统计结果一致。

以上描述性统计分析表明,我国不同地区农业经济增长与农村金融发展间的依存关系具有较大的结构性差异,其走势变化并不一致,并且可能呈现出一定的非线性特征。因此,下文中将采取 PLSTR(平滑迁移面板)模型对此进行进一步实证检验。

(三) PLSTR 模型估计结果

根据前文中提出的假设进行 PLSTR 模型估计,进一步验证 3 个研究假设的合意性。本文采用 González 等^[22]提出的方法检验根据式(10)构建的面板回归模型是否存在非线性特征。

表 2 给出了 PLSTR 模型的非线性检验结果。可以看出,三种统计检验均能在 5% 的显著水平下拒绝原假设,表明模型具有显著的非线性特征,并且至少含有一个转移函数。因此,我们将进一步对模型是否存在残余非线性进行检验,从而确保构建 PLSTR 模型的合理性。

表 3 给出了 PLSTR 模型的残余非线性检验结果,其原假设为 PLSTR 模型仅存在一个转移函数。可以看出,三种统计检验均无法在 10% 的显著水平下拒绝原假设,因此,我们接受模型仅含有一个转移变量 fir 的假设,并采用仅具有一个转移函数的 PLSTR 模型验证样本期间内我国农村金融发展对农业经济增长影响的门槛效应。

表 2 PLSTR 模型的非线性检验结果

统计量名称	统计量取值	P 值
LM	11.494 **	0.022
LMF	2.714 **	0.030
LRT	11.702 ***	0.000

表 3 PLSTR 模型的剩余非线性检验结果

统计量名称	仅存在一个转移函数	P 值
LM	5.271	0.261
LMF	1.187	0.316
LRT	5.314	0.257

表 4 给出了 PLSTR 模型的估计结果,观察表 4 可以看出,四组系数(β_1 和 β_1^1 ; β_2 和 β_2^1 ; β_3 和 β_3^1 ; β_4 和 β_4^1)取值均相反,表明样本期间内,农村金融发展对农业经济增长的影响存在显著的门槛效应。为进一步刻画农村金融发展对农业经济增长的影响机制,在此根据 PLSTR 模型的估计结果给出其显性表达:

$$rpgdp_{it} = -1.89fir_{it} + 0.37dc_{it} - 0.06ck_{it} + 0.36tz_{it} + [1 + \exp(-7.58(fir_{it} - 0.4416))]^{-1} \\ (2.10fir_{it} - 0.36dc_{it} + 0.12ck_{it} - 0.23tz_{it}) \quad (14)$$

表 4 PLSTR 模型的估计结果

参数	β_1	β_2	β_3	β_4	$\bar{fir}$
估计值	-1.890 ***	0.3724 ***	-0.059	0.364 *	0.4416
P 值	0.000	0.000	0.444	0.052	—
参数	β_1^1	β_2^1	β_3^1	β_4^1	γ
估计值	2.102 ***	-0.363 ***	0.122	-0.231	7.576
P 值	0.000	0.000	0.112	0.265	—

注:***、* 分别表示 1%、10% 的显著性水平。

从估计结果来看,农村金融相关率和贷存比在两区制内的估计系数均能在 1% 的显著水平下拒绝原假设,表明农村金融发展对农业经济增长的影响机制存在显著的“门槛效应”,假设 1 得以验证。而农村金融相关率的门槛估计值较小,仅为 0.4416,表明多数样本均处于门限水平之上,即与区制 2 中刻画的影响机制更为接近。为进一步说明,我们将给出区制 1 与区制 2 的线性表达形式:

$$rpgdp_{it} = -1.89fir_{it} + 0.37dc_{it} - 0.06ck_{it} + 0.36tz_{it} \quad (15)$$

$$rpgdp_{it} = 0.21fir_{it} + 0.01dc_{it} + 0.06ck_{it} + 0.13tz_{it} \quad (16)$$

式(15)与(16)分别给出了区制 1 与区制 2 中的系数估计结果,其中,当 fir 低于门槛水平时,农村金融发展与农业经济增长间的依存关系接近于区制 1;而当 fir 取值较高时,农村金融发展与农业经济增长间的依存关系接近于区制 2。式(15)中, fir 的系数为 -1.89 并在 1% 的显著

水平下拒绝原假设,表明当农村金融相关率较低时,其对农业经济增长具有显著的负向影响,这说明在农村金融发展起步阶段,尽管政府和财政部门希望通过对农村金融部门的补贴与扶植来盘活农村剩余经济资源,但由于此段期间内农村金融基础设施匮乏,金融产品与服务种类单一,市场缺乏相应的竞争机制,导致“可得性”金融产品与服务严重匮乏,反而降低了农村居民的金融参与意愿。贷存比的系数为0.37并在1%的显著水平下拒绝原假设,说明在农村金融发展初期,资金利用率的提高能够对农业经济增长产生显著的推动作用;而存款比率系数估计值较小,并且无法在10%的显著水平下拒绝原假设则意味着在农村金融发展初期,农村存款水平的提高对农业经济增长的影响较小,无法起到拉动农业经济增长的作用;最后,投资占比的回归系数为0.36,并在10%的显著水平下显著,表明在农村金融发展初期,政府财政直接用于农业固定资产投资款项依旧是农业经济增长的源动力,其对农业经济增长的拉动效应显著高于相关金融补贴。通过以上实证结果可以看出,当农村金融发展(fir)水平低于门槛值时,其对农业经济增长的影响机理与农村金融市场论的观点不谋而合,表明假设2同样具有合意性。同时这一结果也说明,在农村金融发展初期,政府和财政部门应当充分发挥市场机制引导资源流向的作用,减少相应的制度性安排,切实致力于“可得性”金融服务的深化与推广,降低农村金融门槛,提高农村居民的金融参与意愿。

图1为样本的平滑迁移函数图。

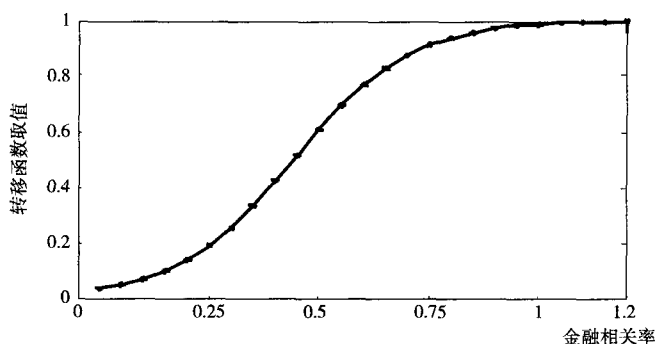


图1 平滑迁移函数图

图1显示,当 fir 低于门槛值0.4416时,转移函数取值小于0.5,此时方程与式(15)更为接近;而当 fir 高于门槛值时,转移函数取值大于0.5,此时方程与式(16)更为接近,实际上,观察图1不难发现,当 $fir > 0.8$ 时,转移函数取值接近于1,因此 fir 大于0.8的样本点基本与式(16)描述的状态相同。

而状态转移后的估计结果显示, $\beta_1^1 = 2.102$ 并在1%的置信水平下显著,说明随着农村金融发展的不断完善,普惠金融将会对农业经济增长产生显著的拉动效应;而 β_2^1 的估计结果为-0.363,则意味着当农村金融发展脱离初级阶段后,仅通过提高金融利用率已经无法对农业经济增长产生显著的拉动作用; β_3^1 与 β_4^1 的估计结果未能通过显著性检验则表明其在样本期间内不存在明显的机制迁移特征。以上分析表明,随着农村金融发展的不断完善,提高资金使用率对农业经济增长的推进作用将会面临瓶颈,仅从提高存款利用率的角度已无法显著拉动农业经济增长,相反,提高金融相关率水平则能够有效拉动农业经济增长,这一点与农村金融市场不完全竞争理论的观点高度吻合,从而使假设3得以验证。此外,上述结果同样表明,当农村金融发展超过门槛水平后,农村居民对金融产品与金融服务有了一定的理解与认识,产生了较强的金融参与意愿。因此,政府和财政部门更应抓紧推进普惠金融工程的落实,提高财政支农资金的局部着力特征及其使用效率,加强农村金融基础设施的建设与完善、丰富农村金融产品的层次与种类,切实满足农村居民的金融需求;同时鼓励相关金融产品创新,强化农村金融服务的事前引导机制,尽最大限度整合农村剩余经济资源,促进农村金融市场的长久健康发展,并为长期

促进农业经济增长打造坚实基础。

五、结论与政策含义

尽管国内外有关农村金融发展对农业经济增长影响机理的研究已日臻成熟,但在帕加诺模型框架下,以非线性面板平滑迁移模型作为其技术基础,探究农村金融发展对农业经济增长影响机制的研究仍不多见。本文正是从这一视角出发,采用PLSTR模型探究了农村金融发展对农业经济增长的影响机理,验证了二者之间作用机制的“门槛效应”;并检验了相关理论(农村金融市场理论、非完全竞争理论)在我国农村金融发展过程中的适用性;同时有效地阐释了以往学者采取静态面板模型进行研究时,获取结论不尽相同的根本原因,从而弥补了这一领域内的研究空缺。

本文首先对我国1999—2013年间的省级面板数据进行描述性统计分析,结果发现东部、中部、西部地区各项经济发展指标的统计特征具有显著差异,其中,就农业经济增加值而言,东部和中部地区显著高于西部地区,表明我国西部农业经济发展较弱的态势依然显著;而金融相关率的统计数字与上述规律相悖,东部地区金融相关率平均为0.916,中部地区为0.768,而西部地区介于二者之间,为0.846,说明在不同地区金融相关率对农业经济发展的影响机制有所不同。此外,贷存比的统计数据显示,西部地区的资金利用率最高,而东部与中部地区基本持平,表明发展西部农村金融已经成为农村金融体系建设的中中之重。

随后,本文采用非线性面板平滑迁移模型(PLSTR)对样本期间内农村金融发展与农业经济增长间的影响机制进行实证检验,研究结果表明:农村金融相关率、贷存比以及投资比率对农业经济增长都存在显著的非线性影响。其中,在农村金融发展初级阶段,提高资金利用效率能够有效拉动农业经济增长,但提高农村金融相关率会对农业经济增长产生显著的抑制效应,这一点与农村金融市场理论高度一致;而在农村金融相关率远超过门槛值后,农村金融相关率对农业经济发展的影响机制将明显反转^①,表明二者间的作用机制会随着普惠金融的推进而不断演变,这一结论与不完全竞争理论的观点高度耦合。

从本文的结论可以看出,在我国,农村金融发展和农业经济增长均是农村经济体系中不可或缺的内生因素,就其动态依存结构而言,农村金融发展对农业经济增长的支撑机制仍有待完善。研究结果表明,若想确保农村金融发展对农业经济增长起到稳定的支撑作用,进而促进二者在长期内协调发展,首先当需理清二者的角色定位。目前,随着普惠金融工程的不断推进,农村金融的角色与功能已经开始悄然转变,其已不再是为城市经济输送剩余资源的辅助金融部门,而是与城市金融并行,为农村经济发展提供资金融通的核心枢纽,因此,大力发展乡镇银行、扶植小微农业贷款、建设农村资金互助社和农村信用合作社等创新型农村金融机构,将成为未来一定时期内提高农村金融效率和发展普惠金融的中中之重,这将有效补充农村金融缺口,同时提高农村金融市场的竞争性,进而改善农村金融发展对农业经济增长的促进作用。此外,在发展农村金融的政策取向上,政府和财政部门还要确保有的放矢,定向着力,清楚判断不同地区农村金融发展的阶段性特征,从而采取不同的支持策略,对农村金融发展较为落后的地区应更加注重金融效率的提升,而对农村金融效率较高的省份要注重推进普惠金融和确保金融稳定,并且还应加强相关政策监管,坚决防止农村金融机构成为财政专款外流的通道。最后,地方政府还应积极引导资金流向,关注农业产业效率提升,加强对优质高效农业产业的扶植力度,吸引

^① 需要指出,由于 $fir=0.4416$ 时转移函数取0.5,因此刚超过门槛水平时,农村金融相关率仍与农业经济增长呈负相关关系;而只有当 $fir>0.73$ 时,农村金融相关率对农业经济增长的影响系数才由负转正。

内生性农业资本,扩大农村金融规模,构建更具包容性的农村金融体系。

参考文献:

- [1] Hoff K, Stiglitz J E. Introduction: Imperfect Information and Rural Credit Markets: Puzzles and Policy Perspectives [J]. *The World Bank Economic Review*, 1990, 4(3):235-250.
- [2] King R, Levine R. Finance and Growth: Schumpeter Might be Right[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(3):713-717.
- [3] Besley T, Burgess R. The Political Economy of Government Responsiveness: Theory and Evidence from India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117(4):1415-1451.
- [4] 温涛,冉光和,熊德平. 中国金融发展与农民收入增长[J]. *经济研究*, 2005(9):30-43.
- [5] Shamar M, Buchenrieder G, Zeller M. Impact of Microfinance on Food Security and Poverty Alleviation: A Review and Synthesis of Empirical Evidence[C]. *The Triangle of Microfinance: Financial Sustainability, Outreach and Impact*, 2002:221-240.
- [6] Cetorelli N, Gambera M. Banking Market Structure, Financial Dependence and Growth: International Evidence from Industry Data[J]. *The Journal of Finance*, 2001, 56(2):617-648.
- [7] 徐忠,程恩江. 利率政策、农村金融机构行为与农村信贷短缺[J]. *金融研究*, 2004(12):34-44.
- [8] 姚耀军. 中国农村金融发展水平及其金融结构分析[J]. *中国软科学*, 2004(11):36-41.
- [9] Paxton J, Cuevas C E, Zeller M. Outreach and Sustainability of Member-based Rural Financial Intermediaries [C]. *The Triangle of Microfinance: Financial Sustainability, Outreach and Impact*, 2002:135-151.
- [10] 林毅夫,蔡昉,李周. 中国的奇迹:发展战略与经济改革[M]. 上海:上海人民出版社,1994.
- [11] 焦瑾璞,陈瑾. 建设中国普惠金融体系:提供全民享受现代金融服务的机会和途径[M]. 北京:中国金融出版社,2009.
- [12] 冉光和,温涛,李敬. 中国农村经济发展的金融约束效应研究[J]. *中国软科学*, 2008(7):27-37.
- [13] 谢琼,方爱国,王雅鹏. 农村金融发展促进农村经济增长了吗?[J]. *经济评论*, 2009(3):61-68.
- [14] 贾立,王红明. 西部地区农村金融发展与农民收入增长关系的实证分析[J]. *农业技术经济*, 2010(10):40-49.
- [15] 黎翠梅,曹建珍. 中国农村金融效率区域差异的动态分析与综合评价[J]. *农业技术经济*, 2012(3):4-12.
- [16] 张兵,刘丹,郑斌. 农村金融发展缓解了农村居民内部收入差距吗?——基于中国省级数据的面板门槛回归模型分析[J]. *中国农村观察*, 2013(3):19-29.
- [17] 王书华,苏剑. 农户金融资产配置的门槛效应对收入差距的影响机制——基于微观面板门限协整模型的经验与证据[J]. *当代经济科学*, 2012(2):16-24.
- [18] Pagano M. Financial Markets and Growth: an Overview[J]. *European Economic Review*, 1993, 37(2):613-622.
- [19] 董晓林,王娟. 我国农村地区金融发展与经济增长——内生增长模型分析[J]. *南京农业大学学报:社会科学版*, 2004(4):44-48.
- [20] 冉光和,张鑫. 农村金融发展与农村经济增长的实证研究——以山东为例[J]. *农业经济问题*, 2008, 29(6):47-51.
- [21] Hansen B E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference [J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2):345-368.
- [22] González A, Teräsvirta T, Dijk D. Panel Smooth Transition Regression Models[R]. *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*. ISSN, 2005:1441-8010.

(责任编辑:宋雪飞)