

数字金融发展、农村普惠金融与农业经济增长 ——来自中国县域数据的经验证据

连俊华

(中国社会科学院 马克思主义研究院, 北京 100732)

摘要:选取 2011—2019 年中国 1301 个县级地区的经济数据研究农村金融数字化发展对农业经济增长的影响,采用动态面板 PTR 模型对农业经济增长的“数字门槛效应”进行识别,主要得出如下结论:第一,农村金融数字化能够显著拉动农业经济增长,这是因为数字化提高了农村地区的金融可得性,进一步的机制分析表明,这种影响主要源于数字覆盖广度,而限于农村地区的固有特征,提升数字化深度和复杂度并不利于拉动农业经济增长;第二,农业经济增长具有明显的“数字金融门槛效应”,具体而言,当数字金融指数超过 234.39 时,农村金融发展对农业经济增长的影响将由单一的“金融可得性促进增长”转变为“可得性和规模提升协同促进增长”;第三,目前中国绝大多数地区均已跨越“数字金融门槛”,这意味着金融数字化已为中国农业经济发展带来了新契机和新转变。

关键词:数字金融;农村普惠金融;农业经济增长;动态面板 PTR 模型;县级数据

中图分类号:F323.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2022)05-0134-13

Digital Economy Development, Rural Inclusive Finance and Agricultural Economic Growth ——Empirical Evidence from County Data in China

LIAN Junhua

(Academy of Marxism, Chinese Academy of Social Science, Beijing 100732, China)

Abstract: This paper selects 1301 county-level data in China from 2011 to 2019 to study the impact of rural financial digital development on agricultural economic growth, and uses the dynamic panel PTR model to identify the “digital threshold effect” of agricultural economic growth. The main conclusions are as follows: First, the popularization of rural financial digitization can significantly boost agricultural economic growth, mainly because digitization improves financial availability in rural areas. Further mechanism analysis shows that this impact is mainly due to the width of digital coverage. As limited to the inherent characteristics of rural areas, increasing the depth and complexity of digitalization is not conducive to stimulating agricultural economic growth. Secondly, agricultural economic growth has an obvious “digital financial threshold effect”. Specifically, when the digital financial index exceeds 234.39, the impact of financial development on agricultural economic growth will change from a single “financial availability promoting growth” to a “synergy of availability and scale improvement promoting growth”. Finally, most regions in China have now

收稿日期:2022-01-05 修回日期:2022-04-04

作者简介:连俊华(1983—)女,内蒙古人,中国社会科学院马克思主义研究院助理研究员,经济学博士,研究方向为国民经济和政治经济学。

exceeded the “digital financial threshold”. This means that financial digitalization has brought new opportunities and new changes to the development of China’s agricultural economy.

Key words: digital finance; rural inclusive finance; agricultural economic growth; dynamic panel PTR model; county-level data

2022年,中共中央一号文件首度提出“大力推进数字乡村建设,拓展农村数字技术应用场景,健全农村数字普惠金融体系,以数字化金融赋能乡村产业创新转型”。与此同时,两会期间政府工作报告中也明确强调“必须提升数字经济战略高度,推动传统业态与新业态的融合发展,加快推进农村数字基础设施建设”。深入解读中央一号文件和两会精神不难发现,数字经济与农村金融体系深度融合,进而促进农业经济可持续增长已成为“十四五”规划乃至是长期内助力乡村振兴的国家战略。由此可见,厘清数字经济发展和农村金融转型对农业经济增长的影响机理至关重要,这不仅关乎到“十四五”规划的顺利推进,同时也将对“2035基本实现社会主义现代化”的远景目标起到重要的助推作用。

自数字技术融入农村金融业态以来,积极功效日益凸显。据农业农村部 and 阿里研究院的资料显示,2009—2021年间中国“淘宝村”数量由3个增长至7028个,年均农产品网络零售额增收超万亿,尤其是在2020年新冠肺炎疫情时期,这一数字仍有增无减,充分展现了数字平台与农村电商、金融支付体系融合所激发出的强大供给能力和经济韧性。此外,以网商银行为代表的新型数字银行亦为农村金融发展带来新变化,据其公布的年度资料显示,当前仅在县域内服务的农户数量便已超过3000万人,并且其中80%的用户均表示“以往未曾使用或接触过银行经营性贷款”,这再次表明数字金融普及有效提高了农村居民的金融使用意愿,具有缓解金融服务信息不对称、提升金融普惠性的重要作用。Karaivanov (2012)^[1]、温涛等(2020)^[2]曾在理论层面做出解释,指出农村普惠金融对农业经济增长的作用效果主要取决于两方面:一是金融规模效应,即通过提高贷款体量、调节金融杠杆等方式提振需求,进而拉动农业经济增长;二是金融可得性,由于金融规模的扩张并非

意味着金融使用率的提高,因此,只有优化金融服务渠道,提高金融服务便利性,才能真正盘活农村存量金融资产。由此可见,数字金融凭借其独有的技术效率优势,已然成为提升农村金融可得性的重要媒介。

尽管农村数字设施建设飞速发展,但立足于域观视角,特别是从县域微观单元来看,数字经济发展不平衡和不充分的问题仍旧突出。另外,传统农村金融理论认为,农村地区的金融发展普遍存在着“门槛效应”,而数字农村金融作为一种新业态,在普及初期同样会面临认知接受,培训成本和传播时间等固有屏障,这意味着数字金融对农业经济增长的影响很可能也会受到“门槛机制”约束。鉴于此,本文将基于中国县域经济数据对数字经济下农村金融发展与农业经济增长的关系进行深入检验。

一、农村金融发展、金融普惠性与农业经济增长关联的文献述评

农村金融发展对农业经济增长的影响机制一直是农村经济、区域经济和金融研究领域中的热点议题。现有研究主要聚焦于两类问题:①农村金融发展如何影响农业经济增长,徐志刚等(2017)^[3]以农业补贴理论,金融市场竞争论以及非完全竞争理论都是其核心研究范畴,这类研究致力于探讨农村金融发展对农业经济增长的影响机制,并试图证明这种影响到底是支持,抑制还是条件性支持;②农村金融发展到底是应更注重规模扩张还是提升金融服务的可得性,即普惠金融和数字金融的作用^[4]。下面本文将以这两条研究脉络为依托,对现有研究进行总结和梳理。

(一)农村金融发展对农业经济增长的影响机制

农村金融发展对农业经济增长的影响机制是现代农村金融理论的核心议题。围绕这一议题,研究者主要试图回答如下几个基本问题:①农村

地区到底该不该发展金融? ②倘若应当发展农村金融,是否应当完全遵从市场竞争? ③如果农村金融市场是非完全竞争市场,那么在何种条件下,农村金融发展才能促进农业经济增长? 上述问题层层递进,环环相扣,亦构成了此类研究的发展脉络。

20 世纪 90 年代伊始,具体体现在很大程度上取代了传统手工农业,这使得农业补贴理论的缺陷即刻显现。具体体现:①资金补贴的供需缺口持续扩大;②资金落地不及时;③补贴引起了非正当竞争和低效率^[5]。为此,金融市场竞争论逐渐取代了农业补贴理论,成为主流观点。金融市场竞争论的核心观点是:无论是成熟的金融市场还是农村金融市场,其本质都是市场竞争和优化资源配置。姚耀军(2004)^[6]对中国的农村金融发展模式进行了详细分析,研究发现,从宏观角度来看,坚持发展农村金融市场竞争刻不容缓,这是解决农业资金短缺的根本途径;但从微观层面而言,若想充分发挥市场机制的作用,就要兼顾“看得见的手”和“看不见的手”,只有优先净化农村金融市场环境、降低市场中的道德风险,提高信息透明度才能从根本上发挥农村金融的基本职能;此外,张正平等(2017)^[7]基于修正的 Hotelling 模型进行研究后发现,农村金融规模提升更有利于发挥市场机制的作用。

非完全竞争理论的核心论断在于金融市场门槛论^[8],即当农村金融规模低于某个门槛水平时,金融发展具有明显的低效率特征,此时发展农村金融非但不利于农业经济增长反而还会造成资源浪费,体现出“金融排斥效应”;而当金融发展水平超越门槛值后,农村金融服务于经济发展的基本职能才会得以体现,即出现“金融促进效应”。金融门槛理论一经提出便得到了大量的实证支持,如张兵等(2013)^[9]和刘金全等(2016)^[10]分别使用面板门槛和面板平滑迁移模型进行研究后发现,中国农村金融发展对农业经济增长的影响的确存在着显著的“金融门槛效应”,不过在 2010 年后,各省农村地区的金融发展水平已基本跨越了门槛水平,现阶段大多处于农村金融发展促进农

业经济增长的良性阶段。

(二)农村数字金融、金融可得性与农业经济增长

尽管农村金融门槛论成为了现阶段最广为接受的农村金融理论,但是近期研究发现,仅仅提高农村地区的金融体量并不能有效拉动农业经济增长,农村金融发展能否拉动农业经济增长还会受到金融可得性的约束,倘若是农村个体限于机会和个体能力差异无法切实获取金融资源,那么金融规模扩张依旧无法促进农业经济增长^[11]。近年来,随着数字经济的迅速普及,数字金融应运而生,这使得金融服务更加低成本、小微化、便民化,从而大幅提高了农村金融服务的可得性^[12-13]。目前,大量研究开始聚焦于数字经济普及为农村金融带来的新变化,并认为数字经济将通过三种渠道优化金融支农效率:①数字经济显著提高了农村金融服务的可获得性、便利性,并降低了金融门槛,使得农村金融可以更广泛地深入到农村居民群体当中,这优化了农村小微金融服务的效率^[14];②数字经济在很大程度上降低了细碎化的农村金融服务所需的人力支持(包括存款服务、信贷服务、理财服务、支付核算等),从而有效地降低了金融供给方的固定成本和资金需求方的“鞋底成本”^[15];③数字经济创新了农村金融服务方式,通过电子理财等多种服务手段提高了农村居民的收入水平,从而间接助力了农业经济增长^[16]。

此外,大量基于中国农村数据的理论和实证研究亦支持了上述观点。张勋等(2021)^[17]则从个体微观视角出发,建立面板模型实证检验了数字金融发展的“收入效应”与“增长效应”,结果表明数字金融发展显著缩小了农村地区的收入差距,并有效提高了农业经营性收入;李怡等(2021)^[18]利用 Meta-analysis 方法总结农村数字经济发展的跨国证据,研究发现数字经济特别是数字金融能够明显拉动农村地区的农业经济增长,但需说明的是,在农村数字金融发展初期,农村居民对数字金融的认知程度较低,此时的数字金融发展极易加剧农村地区的收入不平等。这一结果也表明,数字经济发展对农村金融效率的影响可能存在“门槛

效应”。由此可见,数字经济是否能提高农村金融效率,继而拉动农业经济增长是一个复杂的问题,要视数字经济发展程度、金融普及程度等多种因素而定,切不可一概而论^[19-20]。

纵览现有文献,合理地利用数字经济和发展普惠金融能够优化金融支农效率已成为基本共识。然而,现有研究仍遗留下两个重要的现实问题亟待解答:①就中国农村金融发展的现状而言,到底是提高金融数字化程度更加重要还是推广农村金融服务体量更为重要,对这一问题的解答有利于我们明晰提高金融支农效率的核心和关键;②数字经济发展对金融支农效率的优化是否也存在着典型的“门槛效应”,对这一问题的论证有利于我们明确未来中国农村数字经济发展的基本方向。鉴于此,本文工作将按以下两步展开:①在经典的帕加诺模型的基础上融入数字经济要素,以期从理论上刻画数字经济作用于金融发展进而影响农业经济增长的内在逻辑;②为检验数字经济发展的“金融门槛效应”,本文拟采用面板PTR模型进行实证分析,进而验证“数字门槛”的存在性。需要特别说明的是,农村金融发展是一个极具微观特性的问题,完全基于省级层面的研究会严重低估中国省域内部发展不平衡和不充分的问题,为此本文进行了大量县级数据搜索,从更为基础的农村单元切入,开展大数据实证研究,以期提供更加精准化、微观化和具体化的经验证据。

二、理论模型推演、计量模型设定与研究假设

本文将在帕加诺模型的基础上进行推演,为含有数字要素的农业经济增长计量方程提供理论支持。遵循 Pagano (1993)^[22],基准模型设定如下。

考虑到近年来中国生育率出现下降,人口增长趋势明显减缓,故出于模型简化考虑,假定人口不变,一国仅生产单一产品,该产品既用于投资亦用于消费,于是生产函数和投资方程可由式(1)一式(2)进行表达:

$$Y_t = AK_t \quad (1)$$

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

在式(1)中, Y_t 代表第 t 期的实际产出, I_t 是

第 t 期的总投资, K_t 是同期下的资本存量, δ 代表恒定的资本折旧率, A 则表示技术水平。于是第 t 期的经济增长率 g_t 可被表示为:

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

将式(1)、式(2)代入式(3),可以得到:

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

根据AK增长理论,理想状态下的市场出清条件为总投资(I_t) = 总储蓄(S_t)。然而,在实际经济运行中,储蓄通常难以实现充分利用,因此,本文设定了一个储蓄留存率,用 $1 - \theta$ 进行表示,于是有:

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

在式(5)中, θ 可视为储蓄的投资转化率,那么储蓄率可表示为:

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

将式(5)与式(6)代入到经济增长率的表达式,整理可得:

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

随后,对式(7)的两边同时取自然对数,于是有:

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

在式(8)即是经典的帕加诺经验方程。其中, A 代表广义资本技术贡献率,泛指一切可以提升产出水平的资本技术因素; θ 是储蓄的投资转化率,主要用金融发展水平来刻画; s 是储蓄率,三者共同决定着经济增长。参照刘金全等(2016)^[10]、温涛等(2018)^[11],将帕加诺模型置于农业生产,据此便完成了对农业产出经验方程的初步刻画。具体而言,对于农业产出,本文选用县级农村地区农林牧渔业实际增加值的自然对数 y 予以表示;对于广义资本技术贡献率,选取农村投资比率 ir 作为其代理变量(县域农村固定资产投资完成额/ y),对于农村金融发展水平,以往文献通常将其分解为金融规模和金融杠杆两个部分,而本文的贡献在于对农村金融发展水平 $\ln \theta$ 这个变量进行了三分,即令:

$$\ln \theta = \ln(FS \times FL \times DF) \quad (9)$$

其中, FS 是金融规模,代表着县区金融资源的基础存量, FL 为金融杠杆,相当于金融规模乘数,

DF 是金融数字化指数,衡量了金融可得性。这一二次分解的合理之处在于:前两者之积只能代表金融覆盖率,但是并不意味着金融具有普惠性。而若是只有较大的金融覆盖规模,那么贷款资金未必是用于农业生产,还可能是用于县域政府投资,因此只有再乘上普惠金融指数,才能证明资金是分散化的金融覆盖,这更符合农业生产细碎化、分散化的一般规律。于是根据对数乘法拆分有:

$$\ln \theta = \ln FS + \ln FL + \ln DF \quad (10)$$

记 $\ln FS$ 、 $\ln FL$ 和 $\ln DF$ 分别为 fs 、 fl 和 df 。最后,对于储蓄率,本文使用农村储蓄率 sr (县域金融存款总和/ y) 进行替代。据此,含有数字金融要素的农业产出经验方程便可写为如下形式:

$$y_{it} = \beta_1 ir_{it} + \beta_2 df_{it} + \beta_3 fs_{it} + \beta_4 fl_{it} + \beta_5 sr_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

最后,Manyika 等 (2016)^[19]、陈一明 (2021)^[20]、刘达禹等 (2021)^[21] 发现,数字经济发展对实际产出的影响可能具有“门槛效应”,而这种“门槛效应”主要表现为“规模门槛效应”。考虑到数字经济对农业产出的影响很可能也具有相似特征,故本文基于上述论断提出如下行文假设:

假设 1:农业金融发展对农业产出的影响具有“数字金融门槛效应”。

假设 2:在农村数字金融发展未触及门槛水平时,农村金融发展将抑制农业产出;当农村数字金融发展跨越门槛水平后,农村金融发展将全面促进农业生产。

为准确刻画假设 2 描述的这一机制,本文将式 (11) 改写为动态面板形式^[23],并选取金融数字化指数作为门槛变量,整个动态面板门槛模型的基本形式如下:

$$y_{it} = (\alpha_1 ir_{it} + \alpha_2 df_{it} + \alpha_3 fs_{it} + \alpha_4 fl_{it} + \alpha_5 sr_{it} + \alpha_6 y_{i,t-1})I\{df_{it} \leq \gamma\} + (\alpha'_1 ir_{it} + \alpha'_2 df_{it} + \alpha'_3 fs_{it} + \alpha'_4 fl_{it} + \alpha'_5 sr_{it} + \alpha'_6 y_{i,t-1})I\{df_{it} > \gamma\} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

在式 (12) 中, df 是门槛变量,即金融数字化指数; γ 是相应的门槛值; $I\{\cdot\}$ 是一个示性函数,当满足括号内的约束条件时函数值取 1,否则取 0。这意味着在数字金融发展前期,各解释变量对农业产出的影响将遵循式 (12) 等号右端前半部分

所示的经验方程,而当金融数字化指数超过门槛值后,各解释变量对农业产出的影响将转为遵从式 (12) 右侧后半部分描述的经验方程。据此,本文便完成了对农业产出经验方程的理论刻画,下文亦将以式 (12) 为基础开展实证研究。

三、数字经济发展、农村金融转型对农业经济增长影响机制的“门槛效应”检验

(一) 变量选取与数据描述性统计

农业经济发展的根本载体是县域经济,相比于省级农村经济数据,立足县域视角更有助于捕捉农业经济增长的微观特征与地域差异。为此,本文选取了 2011—2019 年中国 1301 个县级行政区域的年度经济数据作为研究样本,覆盖全国 28 个省、自治区、直辖市 (剔除了数据缺失的县级地区)。由于县级数据统计尚不完善,为尽可能保证面板数据的时效性与完整性,本文的研究数据根据《中国县域统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》以及各省份的统计年鉴等资料整理得到。

1. 被解释变量

农业产出 y 。选用农林牧渔业实际增加值总和的自然对数衡量。处理过程为:① 剔除名义增加值中蕴含的价格因素,本文以 2010 年为基期,使用各省的农村商品零售价格指数对各县的农林牧渔业名义增加值总和进行平减,整理得到实际农业增加值;② 对实际农业增加值取自然对数,得到最终的被解释变量序列。

2. 解释变量

农村数字金融水平 df 。本文使用北京大学发布的数字普惠金融指数的自然对数作为农村金融数字化水平的代理变量^[24]。该指数基于数字金融的覆盖宽度、使用深度以及数字化程度 3 个方面,较为系统地量化了地区之间金融数字化水平的差异。同时,本文还将该变量设为门槛变量,据此检验农业经济发展过程中的数字“门槛效应”。

农村金融规模 fs 。本文使用农村金融相关率替代农村金融规模,即各县农村金融贷款总额与各县农业增加值的比值。该变量能够反映农村金融的规模特征,即单位产出下的贷款覆盖率。

农村金融杠杆 fl 。与农村金融规模类似,使用

农村贷存比度量农村金融杠杆率,即各县农村金融贷款总额与各县农村金融存款总额的比值。该变量度量了农村金融存款的使用效率和运营风险。

农村投资比率 ir 。使用各县农业固定资产投资完成额与各县农业增加值的比值度量农村投资比率。该变量综合地反映了投资和技术效率。

农村储蓄率 sr 。参照刘金全等 (2016) ^[10] 的做法,使用农村存款比率作为农村金融储蓄率的代理变量,即各县农村金融存款总额与各县农业增加值的比值。该变量反映了农村的储蓄规模与储蓄偏好。

表 1 按区域给出了各变量的描述性统计结果。观察表 1 不难发现,首先,就全国与各地县的县域农业产出水平而言,中国的县域经济发展呈现出“东部与东北部地区发达、中部地区稍显落后和西部地区落后于全国”的总体态势。而从最值上看,农业产出的最大值已达 136. 823 亿元,最小值仅为 2. 431 亿元,这深刻地说明不平衡和不充分的发展不仅体现在城市地区,同样也充斥在县域之间。其次,从农村数字金融水平来看,东部地区遥遥领先,数字金融水平均值高达 209. 314,远超全国平均水平,中部地区与均值较为接近,余下两区则呈

现出发展程度偏低的基本态势。但需说明的是,东部地区数字金融水平的极差同样最大,这说明虽然东部农村地区的数字化普及程度最高,但也最不平衡,仍需进一步协调。再来看农村金融规模与农村金融杠杆率,同样呈现出东部地区引领全国的特征,这表明东部地区具有最高的金融覆盖度。相比而言,东北地区的金融规模最小,中部地区的金融杠杆最小,说明东北农村地区的贷款利用率偏低,中部农村地区对于金融杠杆的使用最为审慎。最后,从农村投资比率与农村储蓄率来看,东部、中部、西部均与全国平均水平相仿,唯有东北地区落后于全国,表明东北农村地区金融普及程度明显偏低,仍需加快金融体系建设步伐。此外,一个有趣的现象是,尽管东北地区在金融发展和数字化发展上都显著落后于其他三区,但是从实际增长状况来看,东北地区县域农村的农业产值却远高于中部和西部地区。诚然,这一方面是因为东北本身就是中国的产粮基地,产值基数较高,但另一方面也可能表明数字经济和农村金融发展存在“门槛效应”,即只有当金融发展和数字化水平达到一定高度后,才会拉动农业产出,反之并不会激发显著的增长效应。

表 1 描述性统计

样本范围 (观测数)	指标	农业产出 /亿元	农村数字 发展	农村金融 规模	农村金融 杠杆	农村投资 比率	农村储蓄率
全国县 (11799)	平均值	28. 968	192. 826	3. 797	1. 086	5. 286	3. 772
	最大值	136. 823	357. 450	25. 084	4. 053	18. 622	16. 911
	最小值	2. 431	24. 910	0. 440	0. 356	0. 436	0. 404
东部地区县 (2196)	平均值	42. 483	209. 314	6. 208	1. 248	5. 357	5. 104
	最大值	108. 912	357. 450	25. 084	4. 053	15. 332	16. 828
	最小值	10. 670	32. 420	0. 704	0. 400	1. 256	0. 556
中部地区县 (2268)	平均值	30. 406	193. 260	3. 603	0. 850	6. 046	4. 993
	最大值	81. 718	311. 000	11. 000	2. 398	18. 622	16. 911
	最小值	3. 881	33. 070	0. 826	0. 356	1. 280	0. 811
西部地区县 (6408)	平均值	20. 592	187. 883	3. 329	1. 119	5. 377	3. 143
	最大值	54. 128	303. 460	11. 795	2. 642	17. 383	9. 095
	最小值	2. 431	24. 910	0. 638	0. 418	1. 003	0. 649
东北地区县 (927)	平均值	51. 337	187. 000	1. 799	1. 047	2. 623	1. 981
	最大值	136. 823	292. 87	6. 276	2. 694	10. 217	7. 109
	最小值	9. 044	33. 58	0. 440	0. 399	0. 436	0. 404

(二)基准模型估计

由于“门槛效应”是否存在应视具体情况而定,故本文首先要对式 (11) 描述的线性经验方程进行估计,这一方面有利于发现一些普适性结论,另一方

面也是检验模型是否存在非线性特征的基础。同时,考虑到基准模型的面板宽度较大 (1301),极易导致异方差问题,进而影响估计结果的有效性,本文还采用了聚类标准误算法 ($cluster\ S. E.$) 予以

控制。具体的估计结果如表 2 所示。表 2 显示,方程的膨胀因子 VIF 为 2.48,远小于 10,说明模型不存在多重共线性,但静态模型的拟合程度较低,这是因为农业生产不仅会受到金融要素影响,还会受耕地面积、施肥量等多种生产因素影响,限于数据可得性,当前模型并未加以考虑。鉴于此,本文借鉴陈飞等(2010)^[25]、杨琦(2018)^[26]处理方法,将因变量的滞后一期引入模型,构建动态面板模型重新对相关参数进行估计。这样做的好处在于:动态滞后项能够在最大程度上反应耕地面积、施肥量等前后期高度相关的变量信息,从而减少变量遗漏、提高模型拟合优度,同时还能将不相关的信息从核心解释变量中分离,使核心解释变量的估计结果更加精确。但需注意的是,被解释变量滞后项的引入可能会引发内生性问题,而为剔除这一影响,本文拟采用两阶段系统 GMM 法进行模型估计。

表 2 静态面板模型估计结果

变量名	系数	变量名	系数
<i>df</i>	0.232 *** (0.042)	<i>ir</i>	-0.013 *** (0.002)
<i>fs</i>	-0.005 (0.005)	<i>sr</i>	-0.024 ** (0.010)
<i>fl</i>	-0.012 ** (0.004)	<i>cons</i>	11.234 *** (0.224)
<i>counid & year</i>	控制	<i>N</i>	11799
<i>R</i> ²	0.244	<i>VIF</i>	2.48

注: **、*** 分别表示在 5%、1% 的显著水平下拒绝原假设。

观察表 3 不难发现,动态模型与静态模型的估计结果在系数显著性、符号方向上均高度一致,系数值大小亦不存在极大偏差,同时被解释变量的滞后项高度显著,这说明农业产出具有一定的惯性,即模型描述的动态关系成立。而序列相关性检验结果显示,动态模型既不存在序列相关问题,又能令模型拟合优度得到实质性提高,说明动态估计具有合意性,同时也表明采用动态扩展后的模型能够更准确地反应农村金融发展与农业生产之间的关系。具体来看各变量的表现,农村数字金融水平的系数高度显著,说明它是拉动农业产出的核心要素,同时也表明提高农村金融服务的可得性才是引导“金融助力实体”的核心与关键。这与当下国家大力推进数字乡村建设、倡导智慧农业发展的理念不谋而合。而就传统金融要素

(金融规模和金融杠杆)来看,农村金融规模扩张并不能显著影响农业产出,农村金融杠杆甚至会抑制农业产出。这表明当下农村金融的规模效应非但无法为农业产出提供动力,反而还会阻碍农业经济发展,这与理论预期和描述性统计分析的结论相悖,很可能表明农村金融发展与农业产出之间的关系并非是简单的线性关系,需要进一步深入探讨。储蓄率方面,存款比率上升会使农业产出下降,这与经验预期相符,因为储蓄率提升会通过抑制消费的渠道促使农业产出下降。从农村投资比率的影响来看,它的提升也在一定程度上抑制了农业产出。这一方面是因为农业投资具有回报率低,回收期长,并且易于受气候等外生随机因素影响的特点,导致将资金直接用于农业投资反而会降低效率,继而抑制农业产出增长;另一方面,也是最为重要的一点,随着中国城镇化水平的持续提高,现阶段农业增长较低的根本原因并不在于生产效率低下,而是在于缺少劳动力和营销策略,这使得农业产出增长动力严重匮乏,并且增值部分明显不足。目前劳动对资本的边际技术替代率已经处于较高水平,倘若再将资金过度用于投资,而忽视了劳动力和营销的作用,反而会起到适得其反的效果。

表 3 动态面板模型估计结果 (Sys-2sGMM)

变量名	系数	变量名	系数
<i>y</i> (-1)	0.623 *** (0.077)	<i>fl</i>	-0.014 ** (0.006)
<i>df</i>	1.386 *** (0.320)	<i>ir</i>	-0.021 *** (0.004)
<i>fs</i>	0.002 (0.003)	<i>sr</i>	-0.013 ** (0.006)
<i>cons</i>	-2.934 *** (1.023)	<i>counid & year</i>	控制
<i>AR</i> (1)	-6.39 ***	<i>AR</i> (2)	-0.73
<i>N</i>	9177	<i>Hansen test</i> <i>p-value</i>	0.244
<i>R</i> ²	0.989		

注: **、*** 分别表示在 5%、1% 的显著水平下拒绝原假设; *AR*(1) 与 *AR*(2) 为 Arellano-Bond 检验中的 1 阶、2 阶序列相关检验; *Hansen test p-value* 报告了 Hansen 检验的 *p* 值结果,该检验适用于使用稳健标准误的情形,不显著代表模型不存在工具变量过度识别问题。

考虑到基准模型发现金融数字化是提升农业产出的有效途径,为深入剖析其内在机理,本文进一步基于金融数字化的各个维度,深入挖掘农村金融可得性效应的形成机理。表 4 给出了 3 种维

度下 SYS-2sGMM 的估计结果,首先,数字金融的覆盖广度(*cov*)对农业产出具有明显的正向推动作用,系数值为 0.877,这说明当前县域数字经济的普及为农村金融体系数字化转型奠定了重要基础,这能够在极大程度上提高数字金融覆盖度,加强农村居民的数字金融认知,从而提高农村金融的可得性。相比之下,数字使用深度(*deep*)并不能显著影响农业产出,而数字化程度(*dig*)提升反而会对农业产出产生微弱的抑制作用,产生这一后果的根本原因在于:农村地区人口在知识水平、认知水平、受教育程度和接受能力上都显著落后于城市人口,而数字化发展恰恰又需要一定的技术吸收能力,倘若数字经济发展过于复杂化和纵深化,反而会降低农村居民的数字使用意愿,起到适得其反的效果。由此可见,发展农村数字经济固然重要,但同样也要讲求方式,从目前中国的现实国情来看,推广简易化、智能化和可视化的数字金融,并优先提高数字金融的覆盖面不失为一种占优策略。

表 4 基于不同数字金融发展维度的进一步分析

变量	模型(1): 覆盖广度	模型(2): 使用深度	模型(3): 数字化程度
$y(-1)$	0.648 *** (0.069)	0.357 ** (0.155)	0.535 (0.112)
<i>cov</i>	0.877 *** (0.203)	—	—
<i>deep</i>	—	1.250 (1.117)	—
<i>dig</i>	—	—	-0.067 * (0.039)
<i>ir</i>	-0.021 *** (0.004)	-0.030 *** (0.007)	-0.067 *** (0.039)
<i>fs</i>	0.002 (0.003)	0.008 (0.005)	0.009 * (0.005)
<i>fl</i>	-0.011 * (0.006)	-0.027 ** (0.010)	-0.009 (0.007)
<i>sr</i>	-0.010 ** (0.005)	-0.027 *** (0.009)	-0.015 ** (0.007)
<i>cons</i>	-0.322 (0.617)	1.127 (0.581)	6.265 *** (1.508)
<i>counid & year</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	9177	9177	9177
<i>AR(1)</i>	-7.17 ***	-0.72	-2.72 ***
<i>AR(2)</i>	-0.66	-0.89	-0.23
<i>Hansen test</i> <i>p-value</i>	0.230	0.776	0.582

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著水平下拒绝原假设;AR(1)与 AR(2)为 Arellano-Bond 检验中的 1 阶、2 阶序列相关检验;Hansen test *p-value* 报告了 Hansen 检验的 *p* 值结果,该检验适用于使用 robust 标准误的情形,不显著代表模型不存在工具变量过度识别问题。

(三)动态面板 PTR 模型估计

由于基准模型的部分估计结果有悖理论预期和客观现实。本节进一步使用面板门槛 PTR 模型对式(12)进行估计。这里将重点关注如下几个问题:①门槛效应是否存在?②倘若门槛效应存在,那么门槛处于何种位置?③金融数字化指数在跨越门槛后会引发何种变化?

1. 数字“金融门槛效应”的实证检验

表 5 列示了动态面板门槛模型的估计结果。根据表 5 易知,模型非线性检验的 *p* 值为 0.000,能够在 1% 的显著水平下拒绝原假设,表明基准模型存在着显著的“门槛效应”,同时也说明农业产出经验方程的确存在着显著的数字化门槛。再来看门槛值水平,农村数字金融水平的门槛值为 5.457,经对数还原后为 234.39,这一取值略高于全国均值,说明金融数字化门槛水平较高,并非能够轻易达到。为便于分析,本文定义农村数字金融水平低于门槛值时的经验方程为区制 1;反之,为区制 2。

表 5 动态面板门槛模型估计结果

区制 1		区制 2	
变量名	系数	变量名	系数
$y(-1)$	0.192 *** (0.013)	$q-y(-1)$	-0.062 *** (0.005)
<i>df</i>	0.171 *** (0.006)	$q-df$	0.210 *** (0.022)
<i>fs</i>	-0.025 *** (0.002)	$q-fs$	0.020 *** (0.002)
<i>fl</i>	-0.005 *** (0.001)	$q-fl$	0.002 * (0.001)
<i>ir</i>	-0.013 *** (0.001)	$q-ir$	-0.003 * (0.002)
<i>sr</i>	-0.002 *** (0.005)	$q-sr$	-0.027 *** (0.002)
样本占比个数	65.01%	样本占比个数	34.99%
<i>r</i>	5.457	非线性检验 <i>p</i> 值 (<i>p-value</i>)	0.000

注: *、*** 分别表示在 10%、1% 的显著水平下拒绝原假设。

观察两区制内的变量系数不难发现,首先在区制 1 内,即数字金融发展初级阶段,各变量对农业产出的影响与线性模型中的结果相似,表现为“金融可得性促进农业产出,金融规模效应与金融杠杆阻碍农业产出”。这一结果表明,在数字金融尚未达到规模普及时,纵使农村金融规模体量扩张,绝大多数农村居民乃至是农业企业仍难以获

取金融服务,相反资金只能融入到现有项目当中,进而导致边际效率递减。而当农村数字金融水平跨越门槛后,即达到区制 2 所示的状态,农村数字金融水平、金融规模与金融杠杆均会起到促进农业经济增长的作用,体现出相得益彰的特性。其中金融数字化的推动作用仍旧最强,系数为 0.210,与区制 1 相比提高了 4 个百分点;金融规模与金融杠杆的影响由负转正,但影响力度较小,系数分别为 0.020、0.002。这一结果深刻地揭示了 3 个重要事实:第一,在跨越金融门槛后,数字金融效率还会进一步提升,这说明数字金融发展具有规模经济属性,是农村金融改革必须长期坚持的基本方略;第二,数字金融能够激发传统金融活力,使农村金融发展整体进入良性循环;第三,值得警惕的是,尽管农村数字金融能够优化金融规模效应并激发金融杠杆功能,但考虑到二者能产生的效用微乎其微,这说明现有的农村金融规模和金融杠杆已经具有一定的体量,他们几乎达到了效用饱和阶段,此时若非有大规模的经济扩容,那么过度地扩张传统金融工具已不能起到良好效果,反而会徒增金融风险。

观察农村投资比率与农村储蓄率的变化,与区制 1 相比,农村投资比率对农业产出的抑制程度稍有下降,说明金融数字化发展在一定程度上缓解了投资无效困境,但考虑到投资系数依旧为负,这从根本上表明,农业并非高度依赖固定资产投资的产业,应当把更多的资金用于产品、人工和营销服务等方面,而非是一味地投资扩容。相反,农村储蓄率的抑制程度上升,这也与经验预期相符,因为金融数字化还会在极大程度上优化消费终端,并通过这一渠道提升农业经济活力,此时,若是居民更多地进行储蓄,那么则会降低数字金融的使用效率,进而通过抑制消费的渠道降低农业产出。由此可见,农村金融数字化在提振农业产出活力的同时,也在根本上改变了农村居民的生产生活方式。它已不仅仅是一场简单的效率变革,而是从根本上激活了农业经济的潜在增长点。

为进一步直观展示全国各县级农村数字化发

展所处的状态,本文绘制了全国各省县级地区的数字金融累积增长图谱(见图 1),其中颜色代表年份,横轴代表数字化程度值,纵轴为省份单元。图 1 清晰地显示,目前中国所有省份均已跨越了数字金融门槛,进入到数字金融高水平阶段,这意味着金融要素对农业经济增长的影响已进入良性促进阶段。然而,各地区跨越数字金融门槛的时间还相对较短,平均仅为 3 年左右,尚处于农村金融高度数字化的适应阶段。由此可见,中国的农村金融数字化发展仍处于重要的战略转型期和战略机遇期。因此,稳定推进农村金融结构转型仍是现阶段的核心要务。此外,作为数字金融建设“领头羊”的浙江省,以及处于第二梯队的江苏省、福建省和广东省比余下各省份的数字金融发展领先 1~3 年。由此可见,在保证自身良好发展的前提下,通过加强毗邻省份之间的交流与经验分享,可以迅速实现低成本学习,并激发后发优势,这不失为快速实现全国农业数字化普及的占优策略选择。

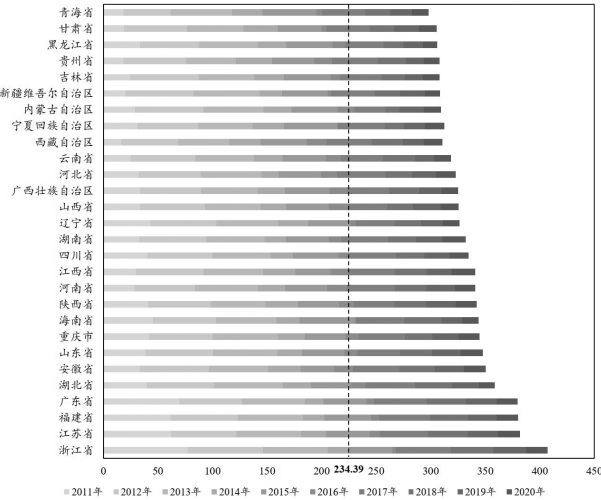


图 1 各省份数字金融发展进程

2. 稳健性检验

考虑到门槛变量的引入以及动态模型均可能存在内生性问题,本文还对上述估计结果进行了稳健性检验。参照 Roodman (2009)^[27]、Seo 等 (2016)^[23] 的做法,选择解释变量的一阶滞后项作为工具变量,对动态面板门槛模型进行 GMM 估计。

首先,考虑一个最基本的动态面板门槛模型:

$$y_{it} = (1, x'_{it})\varphi_1 I\{q_{it} \leq \gamma\} + (1, x'_{it})\varphi_2 I\{q_{it} > \gamma\} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

对其进行一阶差分,可得:

$$\Delta y_{it} = \alpha' \Delta x_{it} + \delta' X'_{it} 1_{it}(\gamma) + \Delta \varepsilon_{it} \quad (14)$$

这里, $\alpha = (\varphi_{1,2}, \dots, \varphi_{1,k_1+1})'$, $\delta = \varphi_2 - \varphi_1$,

$$X'_{it} = \begin{pmatrix} (1, x'_{it}) \\ (1, x'_{i,t-1}) \end{pmatrix}, 1_{it}(\gamma) = \begin{pmatrix} 1\{q_{it} > \gamma\} \\ -1\{q_{i,t-1} > \gamma\} \end{pmatrix}。$$

为便于计算,令 $\theta = (\alpha', \delta', \gamma)'$ 并假设该集合为紧集,于是有 $\Theta = \Phi \times \Gamma \subset \mathbb{R}^k$, $k = 2k_1 + 2$ 。利用 *IV-GMM* 法估计式 (14) 需寻找 $l \times 1$ 维工具变量 $(z'_{it_0}, \dots, z'_{iT})'$, 使其满足对任意的 $2 < t_0 < T$ 以及 $l \geq k$ 有 $E(z'_{it_0} \Delta \varepsilon_{it_0}, \dots, z'_{iT} \Delta \varepsilon_{iT})' = 0$ 。特别地,允许门槛变量 q_{it} 存在内生性,即 $E(q_{it} \Delta \varepsilon_{it}) \neq 0$, 那么,门槛变量便不能存在于工具变量集合中。在上述约束下,对模型进行估计,令一维列向量具有如下的样本矩条件:

$$\bar{g}_n(\theta) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i(\theta) \quad (15)$$

$$g_i(\theta) = \begin{pmatrix} z'_{it_0} (\Delta y_{it_0} - \alpha' \Delta x_{it_0} - \delta' X'_{it_0} 1_{it_0}(\gamma)) \\ \vdots \\ z'_{iT} (\Delta y_{iT} - \alpha' \Delta x_{iT} - \delta' X'_{iT} 1_{iT}(\gamma)) \end{pmatrix} \quad (16)$$

假设当且仅当 $\theta = \theta_0$ 时 $Eg_i(\theta) = 0$, 并令 $g_i = g_i(\theta) = (z'_{it_0} \Delta \varepsilon_{it_0}, \dots, z'_{iT} \Delta \varepsilon_{iT})'$, 且有正定的 $\Omega = E(g_i g_i')$ 。这样,对于一个正定矩阵 W_n 且 $W_n \xrightarrow{p} \Omega^{-1}$, 令 $\bar{J}_n(\theta) = \bar{g}_n(\theta)' W_n \bar{g}_n(\theta)$, 其中:

$$W_n = \begin{pmatrix} \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n z'_{it_0} z'_{it_0} & -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z'_{it_0} z'_{it_0+1} & 0 & \dots \\ -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z'_{it_0+1} z'_{it_0} & \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n z'_{it_0+1} z'_{it_0+1} & \ddots & \vdots \\ 0 & \ddots & \ddots & -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z'_{iT-1} z'_{iT} \\ \vdots & \dots & -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z'_{iT} z'_{iT-1} & \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n z'_{iT} z'_{iT} \end{pmatrix}$$

在上述条件下,即可根据 $\hat{\theta} = \arg \min_{\theta \in \Theta} \bar{J}_n(\theta)$ 得到 θ 的 *GMM* 估计。首先,对于固定的门槛值 γ ,

$$\text{令 } \bar{g}_{1n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{1i}, \bar{g}_{2n}(\gamma) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{2i}(\gamma), \text{ 则经}$$

计算得到系数 α 与 δ 的 *GMM* 估计: $(\hat{\alpha}(\gamma)', \hat{\delta}(\gamma)')' = (\bar{g}_{2n}(\gamma)' W_n \bar{g}_{2n}(\gamma))^{-1} \bar{g}_{2n}(\gamma)' W_n \bar{g}_{1n}$ 。

$$\text{其中, } W_n = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{g}_i \hat{g}_i' - \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \hat{g}_i \sum_{i=1}^n \hat{g}_i' \right)^{-1},$$

$\hat{g}_i = (\Delta \varepsilon_{it_0} z'_{it_0}, \dots, \Delta \varepsilon_{iT} z'_{iT})'$ 。再将 $\hat{\alpha}(\gamma)'$ 与 $\hat{\delta}(\gamma)'$ 代回目标函数,即可得到 θ 的 *GMM* 估计: $\hat{\gamma} = \arg$

$\min_{\gamma \in \Gamma} \bar{J}_n(\gamma)$, $(\hat{\alpha}', \hat{\delta}')' = (\hat{\alpha}(\gamma)', \hat{\delta}(\gamma)')'$ 。表 6 列示了 *IV-GMM* 法下动态面板门槛模型的估计结果。其中,门槛值并未发生明显变化,各变量系数大小、方向和显著性与前文基本保持一致,表明动态面板门槛模型估计结果未受到严重的内生性干扰。

表 6 工具变量法估计结果 (*IV-GMM* 估计)

区制 1		区制 2	
变量名	系数	变量名	系数
<i>dy</i>	0.392 *** (0.010)	<i>q_dy</i>	-0.039 ** (0.004)
<i>df</i>	0.134 *** (0.005)	<i>q_df</i>	0.185 *** (0.017)
<i>fs</i>	-0.022 *** (0.001)	<i>q_fs</i>	0.011 *** (0.001)
<i>fl</i>	-0.004 *** (0.001)	<i>q_fl</i>	0.006 *** (0.002)
<i>ir</i>	-0.022 *** (0.001)	<i>q_ir</i>	-0.003 *** (0.001)
<i>sr</i>	-0.001 * (0.001)	<i>q_sr</i>	-0.008 *** (0.002)
<i>r</i>	5.457		

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著水平下拒绝原假设。

除内生性问题外,本文进一步采取替换样本检验排除潜在的样本误差。替换样本检验的做法分为两种:一是随机抽样检验,本文采用随机抽取 90% 县域样本进行重新估计的方式予以检验,这一处理是为了规避偶然误差;二是对各变量进行前后各 1% 的缩尾处理,从而排除样本离群值的影响。表 7 列示了替换样本检验的结果,不难发现,各变量系数的显著性与大小均未发生明显变化,同时,数字金融门槛效应依然存在,门槛值大小也与原方程接近。这表明动态面板门槛模型的估计结果具有稳健性。

表 7 替换样本检验

(1): 缩短截面检验				(2): 缩尾后检验			
区制 1		区制 2		区制 1		区制 2	
变量名	系数	变量名	系数	变量名	系数	变量名	系数
dy	0.186 *** (0.013)	q_dy	-0.061 *** (0.005)	dy	0.108 *** (0.013)	q_dy	-0.057 *** (0.005)
df	0.175 *** (0.006)	q_df	0.194 *** (0.023)	df	0.200 *** (0.006)	q_df	0.148 *** (0.022)
ir	-0.014 *** (0.001)	q_ir	-0.002 (0.002)	ir	-0.014 *** (0.001)	q_ir	-0.004 *** (0.002)
fs	-0.025 *** (0.002)	q_fs	0.019 *** (0.002)	fs	-0.023 *** (0.002)	q_fs	0.017 *** (0.002)
fl	-0.005 *** (0.001)	q_fl	0.006 ** (0.003)	fl	-0.015 *** (0.001)	q_fl	0.021 *** (0.007)
sr	-0.001 ** (0.001)	q_sr	-0.026 *** (0.002)	sr	-0.011 *** (0.001)	q_sr	-0.021 *** (0.003)
r	5.457			r	5.457		

注: **、*** 分别表示在 5%、1% 的水平下显著。

考虑农村金融发展对农业产出的影响可能具有长期性,本文借鉴 Abrigo 等(2016) [28] 提出的 P-VAR 模型进一步考察了各变量对农业产出的动态影响机制,这一做法的好处在于能够检验变量间的作用机制是否长期稳定 [29]。具体地,根据表 7 中的数字金融门槛 5.457 将样本分割为两个区制,并在两个区制内分别进行 P-VAR 估计,随后计算农业产出对农村数字金融水平冲击的脉冲响应函数,结果如图 2—图 3 所示。观察图 2 与图 3 可以得到如下两点启示:第一,无论是在图 2 还是图 3 中,数字金融发展对农业产出的影响始终保持为正,这一现象说明静态模型中的估计结果稳健,不存在后续反噬;第二,在农村金融数字化高级阶段,农业产出对农村数字金融水平冲击的反馈时长明显变短,政策效应立竿见影,这说明随着农村数字化程度不断提高,金融可得性提升对农业产出的拉动作用更加直接,它已成为提振农业经济活力和促进农村经济全面振兴的重要政策工具。

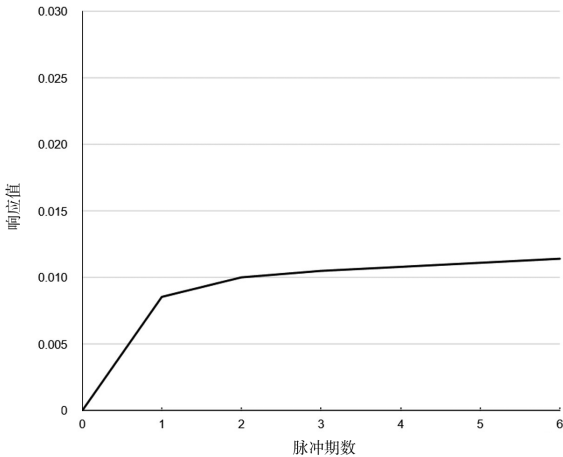


图 2 数字金融初级阶段中变量的动态关系

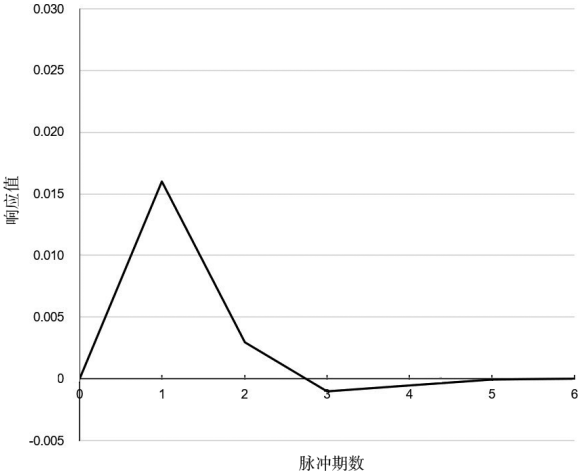


图 3 数字金融高水平阶段中变量的动态关系

四、结论与政策建议

(一) 研究结论

第一,金融数字化提高了农村金融可得性,对农业经济增长产生了积极的拉动作用。具体而言,无论是线性模型还是非线性模型中,农村金融数字化发展始终是促进农业经济增长的核心要素,这与当下国家大力推进数字乡村建设、倡导智慧农业发展的理念不谋而合。但需要说明的是,这种影响主要源于数字化覆盖广度,而限于农村地区的固有特征,提升数字化深度和复杂度并不利于拉动农业经济增长。

第二,农村金融发展对农业经济增长的影响具有典型的“数字金融门槛”效应,当数字金融指数小于 234.39 时,除数字金融要素外,其他金融要素扩张非但不能提升农业经济增长水平,反而还会对农业经济增长产生抑制作用。而随着农村金融数字化水平超过门槛值,农村金融助力经济增

长的职能才能全部凸显,表现为:由单一的“金融可得性促进增长”转变为“可得性和规模提升协同促进增长”。

第三,结合地区发展事实来看,目前全国各省已全部跨越数字金融门槛,呈现出良性发展势头,这表明当下的中国农村地区已基本具备全面推进农业数字化的基础条件。然而值得注意的是,目前仅有浙江省、江苏省、广东省、福建省与湖北省五地跨越数字金融门槛的时间较长,余下所有地区仍处于跨越数字门槛初级阶段。因此,适应新的数字金融业态,持续推进农村金融与数字经济的深度融合,仍是各地农业经济发展所要长期保持的基本方略。

(二)政策建议

第一,重视基层县域经济发展的固有特征,结合地区资源禀赋统筹协调、科学规划、因地制宜地实施差异化数字金融方略,特别是要注重低成本学习模式和基础数字化建设,这将为落后县域的后发赶超提供便利,是节约经济资源、降低试错成本的良方,同时也是现阶段缩小城乡发展差距,促进区域协调发展的可行手段。

第二,深化农村数字金融发展,多渠道普及数字金融。中国绝大多数县域地区的农村数字金融体系仍处于刚刚跨越门槛水平的初级阶段,远未达到发达水平。因此,必须进一步夯实农村地区的数字基础设施建设,进行4G基站的补盲检测,推动5G、千兆网等新兴技术的使用与普及,同时提高农村居民对数字金融的基本认识,着力培养农村居民的数字素养与技能,这将充分发挥信息化对乡村振兴的驱动作用,从而解放农村数字生产力,激活农村地区的潜在增长点和潜在需求,为推动农业数字化、农业现代化提供有力支持。

第三,在数字经济规模壮大的同时,要注重农村数字金融与传统金融业态的融合,积极培育以数字技术、数字平台为依托的新型农村金融体系,稳步推进现有农村金融机构的数字化转型。同时结合地区发展实际,按需成立如网商银行等新型农合金融机构,积极发挥数字经济的载体作用与

纽带作用,从而提高农业发展的可持续性,全面建设“数字乡村”与“数字中国”。

参考文献:

- [1] KARAIVANOV A. Financial constraints and occupational choice in thai villages[J]. Journal of development economics, 2012, 97(2): 201-220.
- [2] 温涛, 陈一明. 数字经济与农业农村经济融合发展: 实践模式、现实障碍与突破路径[J]. 农业经济问题, 2020(7): 118-129.
- [3] 徐志刚, 宁可, 朱哲毅, 等. 市场化改革、要素流动与我国农村内部收入差距变化[J]. 中国软科学, 2017(9): 38-49.
- [4] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [5] 李登旺, 仇焕广, 吕亚荣, 等. 欧美农业补贴政策改革的新动态及其对我国的启示[J]. 中国软科学, 2015(8): 12-21.
- [6] 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.
- [7] 张正平, 杨丹丹. 市场竞争、新型农村金融机构扩张与普惠金融发展——基于省级面板数据的检验与比较[J]. 中国农村经济, 2017(1): 30-43, 94.
- [8] 董晓林, 徐虹. 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[J]. 金融研究, 2012(9): 115-126.
- [9] 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.
- [10] 刘金全, 徐宁, 刘达禹. 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[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2016, 16(2): 134-143, 156.
- [11] 温涛, 张梓榆, 王定祥. 农村金融发展的人力资本门槛效应研究[J]. 中国软科学, 2018(3): 65-75.
- [12] 傅秋子, 黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究, 2018(11): 68-84.
- [13] 王俊豪, 周晟佳. 中国数字产业发展的现状、特征及其溢出效应[J]. 数量经济技术经济研究, 2021, 38(3): 103-119.
- [14] 谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(4): 1557-1580.
- [15] 周利, 冯大威, 易行健. 数字普惠金融与城乡收入差

- 距:“数字红利”还是“数字鸿沟”[J]. 经济学家, 2020 (5): 99-108.
- [16] 星焱. 农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”[J]. 经济学家, 2021(2): 102-111.
- [17] 张勋, 万广华, 吴海涛. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学, 2021(8): 35-51, 204-205.
- [18] 李怡, 柯杰升. 三级数字鸿沟: 农村数字经济的收入增长和收入分配效应[J]. 农业技术经济, 2021(8): 119-132.
- [19] MANYIKA J, LUND S, SINGER M, et al. Digital finance for all: powering inclusive growth in emerging economies[R]. McKinsey Global Institute, 2016.
- [20] 陈一明. 数字经济与乡村产业融合发展的机制创新[J]. 农业经济问题, 2021(12): 81-91.
- [21] 刘达禹, 徐斌, 刘金全. 数字经济发展与区域经济增长——增长门槛还是增长瓶颈? [J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2021, 41(6): 16-25.
- [22] PAGANO M. Financial markets and growth: an overview[J]. European economic review, 1993, 37(2): 613-622.
- [23] SEO M H, SHIN Y. Dynamic panels with threshold effect and endogeneity[J]. Journal of econometrics, 2016, 195(2): 169-186.
- [24] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [25] 陈飞, 范庆泉, 高铁梅. 农业政策、粮食产量与粮食生产调整能力[J]. 经济研究, 2010, 45(11): 101-114, 140.
- [26] 杨琦. 农村基础设施投资是拉动还是挤出了居民消费[J]. 南方经济, 2018(2): 41-60.
- [27] ROODMAN D. How to do Xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata[J]. Stata journal, 2009, 9(1): 86-136.
- [28] ABRIGO M R M, LOVE I. Estimation of panel vector autoregression in Stata [J]. Statajournal, 2016, 16(3): 778-804.
- [29] 王俏茹, 刘金全, 刘达禹. 经济增长“俱乐部收敛”中的金融门槛效应——基于动态面板门限模型的分析[J]. 南开经济研究, 2020(1): 154-175.

(本文责编: 海洋)