

农村一二三产融合 对农民增收的门槛效应研究

——基于 2005—2014 年 31 个省份面板数据的实证分析

曹祎遐 黄艺璇 耿昊裔

摘 要:运用 2005—2014 年全国 31 个省份的面板数据,设置门槛变量,进行非线性门槛回归,以分析农村一二三产融合推动农民增收的具体机制,其结果表明,在农村一二三产融合促进农民增收效应模型中,存在农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资 3 个门槛变量,而且,农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资均为农村一二三产融合的单向格兰杰原因。因此,有关部门应将农林牧渔及各类固定资产投资保持在适当水平,培育新型农业创新创业人才,进一步促进文旅产业与农业的融合,从而有效提升农村一二三产融合对农民增收的效应。

关键词:农村;一二三产融合;农民增收;门槛效应

DOI: 10.16382/j.cnki.1000-5579.2019.02.016

一 引言与文献综述

近年来,国家对农村现代化以及产业融合发展的重视程度不断提升,2015 年 12 月国务院办公厅印发《关于推进农村一二三产业融合发展的指导意见》,首次在国家层面提出农村一二三产融合。农村一二三产融合是以农业为依托,通过产业联动、产业集聚、技术渗透、体制创新等方式,延伸农业产业链、扩展产业范围和增加农民收入的业态(马晓河,2015),通过内部的高效配置整合,将劳动力、资本、技术等要素进行重组配置,从而整合农村中的产供销、贸工农(徐舒婷,2016)。目前,农村仍是全面建成小康社会的短板,决胜全面建成小康社会的重点是补齐农村这块短板,而农民增收是农村问题的核心(林铎,2018)。2017 年,党的十九大报告提出乡村振兴战略;2018 年,中央经济工作会议再次将“乡村振兴”和“精准脱贫”列为经济工作的重点。乡村振兴战略的重点是产业振兴,推进农村一二三产融合发展则是拓宽农民增收渠道、加快转变农业发展方式、构建现代农业产业体系的重要途径。

然而,一段时间以来,农民增收进程呈现放缓的态势。2016 年农村居民人均纯收入达到 12 363 元,但其增长率为 8.823%,低于 2015 年的 8.896%,更低于 2014 年的 11.234%。要解决农村地区自我发展动力不足的难题,推动农业一二三产融合,必须重视政府的方向引导和技术资金支持,包括政策的转型以及对城市和二三产业资源要素的引导。而在农村一二三产融合过程中,目前存在着资金不足及分配不当、人才短缺以致农民增收困难的问题。2016 年末,仍有 31.3%的村镇尚未实现集中供水,35%的村镇没有实现对生活垃圾的集中处理,部分农村基础设施建设落后。2016 年,农林牧渔投资仅占全社会固定资产投资的 5.7%,这与我国农村常住人口占总人口 42.6%的比例极不相称。除此之外,由于社会各界对农村一二三产融合的认识尚有不足,农村一二三产融合的重要组成部分农村文体娱乐业固定资

【作者简介】曹祎遐,管理学博士,上海社会科学院应用经济研究所副研究员,上海市“晨光学者”(上海,200020);黄艺璇,复旦大学创业与创业投资研究中心研究助理(上海,200433);耿昊裔,上海中侨职业技术学院经济与管理学院教师(上海,201319)。

【基金项目】国家高端智库国情调研课题“文化创意视角下的乡村新型产业发展路径研究”(项目编号:GDDY1803)。

产投资更是缺乏。同时,城镇化的强力推进意味着大量具有技术和管理知识的农村青年向城镇迁移,这可能导致农民素质将远不能适应农村产业融合发展的需要。

农村一二三产融合能够逐渐改变传统农业的生产方式、运营状态和利益联结机制,推动农产品加工业转型升级、农产品流通市场的建设、休闲农业的发展以及田园综合体的建设,有效实现农民增收。农村一二三产融合作为农民增收的重要途径以及中国农村的新型发展道路,目前仍处于探索初期,政府对农村一二三产融合进程的科学支持以及引导十分重要,因此农村一二三产融合对农民增收的作用机制亟待深入研究。而且各省份之间存在着经济发展水平、技术水平、农业基础等具体条件的不同,农村一二三产融合道路没有统一的模式,为达到通过农村一二三产融合发展实现农民长效增收的目的,需要经过理论和实践的双重检验,才能找出具体到地方的可行有效的融合机制、发展模式和政策指导计划。

目前对农民增收机制的研究主要集中于以内生增长理论为基础的资金、技术、人力资本三方面。在资金支持视角下,朱湖根等(2007)通过计量分析发现对农业产业化经营的财政支持与农民收入具有显著的正相关关系,且财政支持投入对农民收入提高具有滞后性;沈坤荣(2007)利用多变量回归和 Granger 因果检验法实证检验后发现国家财政的农村支出对农民收入增长起到了一定的促进作用;方桂堂(2014)通过分析北京昌平实例数据,得出农民收入结构不合理的主要原因是转移就业、财政投入等方面的制度扭曲。在人力资本视角下,Huffman 等(1980)通过实证检验得出教育投资对农民职业选择存在显著的影响、农民受教育水平的提高可以增加农村非农就业供给的结论;Psacharopoulos 等(2004)等通过对 20 世纪 90 年代中后期的农村教育数据计量,得出世界平均教育收益率为 9.7%;郭剑雄(2005)认为农民收入增长困难是由于农村低人力资本积累率和高生育率导致的马尔萨斯稳态;辛岭等(2007)运用面板数据和 Granger 因果检验法分析发现农民受教育水平是收入变动的格兰杰原因,农民受教育水平和农民收入之间存在长期稳定的均衡关系;Kamaruddin(2015)实证分析得出教育投资对农民增收具有显著促进作用的结论。在技术水平视角下,汪晓文等(2012)利用 1999—2008 年省级面板数据计量发现农业生产效率提高显著地增加了农民收入,但这种影响具有显著的区域性差异;肖卫等(2013)利用 2001—2010 年中国省级面板数据得出农业劳动生产率提高和财政支农政策对粮食产量以及农民人均纯收入具有显著的正向影响。

农村一二三产融合归根结底是各方面资金、人力资本、技术水平的多样化再组合,这对农民增收具有多变复杂的促进机制。1994 年,日本学者今村奈良臣提出农业“六次产业”的概念,推出“ $1 \times 2 \times 3 = 6$ ”的产业乘积公式,表达了农业与二三产业相依相存、互不可缺的融合关系。不过从目前的文献来看,学界对农村一二三产融合促进农民增收机制的研究较少。Liu 等(2011)基于产业间知识溢出效应,应用平板数据回归分析的结果表明美国农业与其他产业的融合有效促进了农业部门全要素生产率(TFP)的增长。黄祖辉(2015)认为农村一二三产融合可以通过适度以及多类型规模经营、农业服务体系多元化、建立农业纵向融合利益和经营机制促进农民增收;苏毅清等(2016)认为农业一二三产融合对农民增收的作用机制在于资源有效利用、交易费用降低、产业结构升级、规模效应四方面;徐舒婷(2016)认为农村一二三产融合可以延长产业链条以转移剩余劳动力、发挥农业多功能性以增加农产品附加值并激活生产要素创新组织方式,从而促进农民收入增长。在实证分析方面,徐舒婷(2016)选取浙江省 11 个地级市的面板数据,采用基本的固定效应模型进行线性分析后发现,农村一二三产融合度的提高会显著地促进农民增收。唐超等(2016)运用 DEA 检验模型和灰度关联度模型实证分析北京农村产业融合促进农业增收的机理,发现农业加工业、乡村旅游对农民增收有促进影响。李云新等(2017)借助农户家庭微观调研数据,采用回归分析和倾向性得分匹配(PSM)分析方法得出农村一二三产融合是促进农民增收的关键路径的结论。李乾等(2018)则通过实地调研发现,当前农村产业融合发展促进农民增收的路径主要包括劳动力、土地、资金以及产品增收路径。张红军等(2018)结合安徽农民收入数据分析该省农民经营收入变动趋势时发现,三次产业融合通过农业内部融合、农业产业链延伸、农业与其他产

业交叉融合、先进技术要素嵌入农业等路径促进农民家庭经营收入增长。

现有研究基本上证实了农村一二三产融合对农民增收具有积极效应,但仍有较大创新提升的空间。第一,已有研究均立足于区域同质性的假设,利用线性回归模型考察农村一二三产融合对农民收入的影响,未考虑不同区域之间的资源禀赋差异,尤其是没有重视作为农村一二三产融合过程中一二三产耦合发展的主体人力资本以及载体文体娱乐资本和农林牧渔固定资产的区域差异。第二,已有研究多假设农村一二三产融合对农民增收的影响是线性的,这与理论和实际均有所偏离。事实上,在农村一二三产融合进程不断推动的长期过程中,随着政府政策支持、社会投资以及需求带动,各类资源不断进入农村,过量同类资源的增加会造成资源的边际产出下降,加之资源禀赋结构、示范效应等诸多因素的迭加,农村一二三产融合对农民增收的机制可能更为复杂。基于此,本文立足于柯布—道格拉斯函数,在分析农民收入增加的机理的基础上,运用2005—2014年全国31个省份的面板数据,设置门槛变量,进行非线性门槛回归,分析农村一二三产融合推动农民增收的具体机制,试图为政府在农村一二三产融合过程中提高投资效率、推动农民增收提供理论基础和决策参考。

二 理论分析与研究设计

(一) 理论分析与模型构建

如上文所述,张红军等(2018)、李乾等(2018)多位学者通过实地调研发现,目前我国农村主要通过农业加工业、乡村旅游等产业融合,促进劳动力、土地、资金的投入,实现农民增收。此外,王东荣(2017)认为,农村产业融合发展,将与农业产业链相关的二三产业增值收益留在农村,拓展了农民就业增收的渠道;另外,还将激活农村土地住宅和金融市场,增加农民财产性收入。本文则聚焦于人力资本水平、文体娱乐资产投资、农林牧渔资产投资等3个视角探讨农村一二三产融合推动农民增收的机制。

在宏观视角下,农民收入等于农村产出。为合理计量农民收入,本文引用柯布—道格拉斯函数并对其进行拓展。近年来农村一二三产融合进程不断发展,政府及民间各类资本,包括农林牧渔固定资产、文体娱乐固定资产不断增加,因此本文将式(1)的原始柯布—道格拉斯函数扩展为式(2):

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L \quad (1)$$

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln K_1 + \beta_2 \ln K_2 + \beta_3 \ln L + \beta_4 \ln coll + \mu \quad (2)$$

式(1)中, Y 表示产量, K 表示投入的资本量, L 表示投入的劳动量, α 、 β 表示 K 和 L 的产出弹性; A 表示技术水平,同时也可视为效率参数,表示那些能够影响产量但既不能单独归属于资本也不能单独归属于劳动的因素。式(2)中 Y 表示农民收入, K_1 表示农林牧渔业资本投入, K_2 表示文体娱乐业资本投入, L 表示农村劳动力数量, $coll$ 表示影响资本、劳动转化为产出进而转化为农民收入诸因素的总和,本文中 $coll$ 包括农村一二三产融合程度、人力资本水平以及农业技术水平。影响农民收入的因素主要包括两部分,一部分是资本投入、劳动力投入以及技术水平,另一部分则是农村一二三产融合发展模式。

在设立门槛效应模型前,本文先对农村一二三产融合进程中农民增收的机理进行简要分析。农村一二三产融合主要强调一二三产业的资本、技术及人才的耦合互动,实现产业联动和业态创新,与人力资本水平、农林牧渔资产投资以及文体娱乐资产投资具有较强的相关性:第一,人力资本水平影响农村一二三产融合推动农民增收的机制。农村劳动力作为农业一二三产融合的参与主体,是资本和技术的使用者和整合者。在一二三产融合过程中,只有农村劳动力具有较高的知识水平,对农村一二三产融合重要性以及发展模式有科学的认识,并且具有学习新业态运营模式的较强能力,才能有效整合农村资源,吸收借鉴融合进程中的成功经验和失败教训,实现资源的高效使用以及业态的不断创新,如此可以最大程度地发挥农村一二三产融合对农民增收的作用;反之,如果农民受教育程度较低,对农村一二三产融合的认识度和接受度不足,无法合理使用农村资源,则无法发挥出农村一二三产融合对增加农民收入的最大效应。第二,文体娱乐作为农村一二三产融合过程中新业态创造的主要来源以及与农林牧渔

业进行产业联结、耦合发展的主要业态,其固定资产投资也会影响农村一二三产融合对农民增收的机制。文体娱乐业在农村的发展目前仍处于初期,并未完全成熟。因此,若文体娱乐业的固定资产投资达到一定数量,实现资源的合理配比和高效利用,充分与农业以及旅游业等进行组合,则可以对农民增收产生较好的推动作用;若文体娱乐业的固定资产投资较少,造成农村本可以与文体娱乐结合的资源闲置或是低效组合,则无法发挥对农民增收的最大效益。第三,农林牧渔业作为农村的产业基础,是农村一二三产融合进程中发展较为成熟的环节,其固定资产投资对农民增收的作用机制更为复杂,只有当农林牧渔固定资产投资处于合理的区间内,才能够高效地推动农民增收。若农林牧渔固定资产投资较低,则无法推动农村的非农就业,大部分劳动力必须依附于农林牧渔业,而在传统农业中农民收入增长是相对缓慢的;若农林牧渔固定资产投资过高,根据资产的边际收益递减规律,农林牧渔业的收益增长速度减缓,且农林牧渔的过多固定资产投资也挤压了二三产业在农村的发展,因此无法在农村一二三产融合进程中高效地增加农民收入。

在理论分析的基础上,为解决农村一二三产融合推动农民增收过程中存在的非线性问题,本文利用 Hansen(1999)面板门槛回归模型考察农村一二三产融合对农民增收作用机制的门槛特征。在面板门槛模型中,基于面板数据采取自抽样法,根据变量变化规律内生地选取门槛值和门槛区间,并采用 Bootstrap 方法对门槛值的统计显著性进行估计。回归系数根据门槛变量的不同取值而变化,即门槛变量将观测值分组,组内的观测值同质,而组间的观测值异质,因而所得结果更为客观。

如果存在一个门槛水平 r ,使得对于 $X_{it} > r$ 与 $X_{it} \leq r$ 时,农村一二三产融合对农民增收的作用机制存在显著的差异,那么设虚拟变量 D_{it} 使其满足式(3):

$$\begin{cases} D_{it} = 0, & X_{it} \leq r \\ D_{it} = 1, & X_{it} > r \end{cases} \quad (3)$$

根据上述农村一二三产融合对农民增收的影响效应,本文分别以农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资和农村人力资本水平为门槛变量,构建门槛回归模型:

$$\begin{aligned} \ln income_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} \ln mix_{it} + \alpha_2 (1 - D_{it}) \ln mix_{it} + \alpha_3 \ln tech_{it} + \alpha_4 \ln hum_{it} \\ & + \alpha_5 \ln invest_{it} + \alpha_6 \ln newcul_{it} + \alpha_7 \ln popu_{it} + \mu + \eta \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)为存在一个门槛值的情况,如果存在两个或以上的门槛值,则可以依照式(4)的设定形式类推。为方便起见,下文省略了下标 it 。

(二) 数据样本和变量说明

考虑到数据的可得性及其质量,本文选择 2005—2014 年我国 31 个省份的数据,实证检验农村一二三产融合对农民收入影响的门槛效应。数据来源于国家统计局以及各省份的统计年鉴,为省级平衡面板数据。

对式(4)中的相关变量说明如下:第一,农村一二三产融合度(mix)。本文引用徐舒婷(2016)对浙江省农村一二三产融合度测量的指标评价体系,对相关指标进行标准化处理,再进行等比重加权,最终得出各省份 2005—2014 年的农村一二三产融合指数。其中,全国总平均的农村一二三产融合度为 0.61,高于全国平均值的省份有北京、河北、辽宁、吉林、黑龙江、江苏、浙江、福建、山东、河南、湖北、湖南以及广东,主要集中于农业本身发达的地区及东部沿海经济较发达的地区,而中西部经济欠发达地区的农村一二三产融合度偏低;将目光聚焦到 2014 年,该年全国平均的农村一二三产融合度为 0.73,高于全国平均值的省份有北京、天津、河北、辽宁、黑龙江、上海、江苏、浙江、福建、山东、河南、湖北、广东以及新疆,相比之前,天津、上海和新疆的农村一二三产融合进程速度较快,也印证了经济发展水平和政策支持是农村一二三产融合的重要推动力。第二,农民收入($income$)。为防止与农村劳动力人数($popu$)产生共线性的问题,本文以农民人均纯收入代表农民收入。第三,农民人力资本水平(hum)。人力资本水平

主要由教育水平决定,考虑到数据的可得性,本文选取对农村教育的投入代表农村人力资本水平。第四,农业技术水平(*tech*)。结合数据的可得性,以农民计算机拥有率测度。式(4)中,*invest*为各省份农林牧渔固定资产投资,*newcul*为各省份农村文体娱乐固定资产投资,*popu*为各省份农村劳动力人数;*u*表示个体效应, η 表示模型的随机误差,随省份和年份变化。

为削弱数据的异方差性,本文回归模型使用的数据均为对数形式。该模型相当于一个针对农业收入增长效应的分段函数模型,门槛依赖变量为农村一二三产融合度(*ln mix*),门槛变量分别为农村文体娱乐固定资产投资(*ln newcul*)、农村人力资本水平(*ln hum*)以及农林牧渔业固定资产投资(*ln invest*)。如果门槛值的选择使分段是适当的,则模型会取得显著的回归结果。

(三) 描述性统计分析

表1为描述性统计。其中值得注意的是:第一,2005—2014年全国平均对农林牧渔业的固定资产投资为 $e^{4.34}$,远高于对农村文体娱乐业的固定资产投资 $e^{3.97}$,说明目前我国对农村文体娱乐业发展的重视程度还比较低;第二,农林牧渔业、农村文体娱乐以及农村教育的投资3个变量的标准差都比较大,说明各省份这三类投资具有较大的区域差异和时间变化。

表1 变量的描述性统计

变 量	均 值	标准差	最小值	最大值
<i>ln income</i>	8.65	0.52	7.54	9.96
<i>ln mix</i>	-0.52	0.26	-1.20	-0.08
<i>ln tech</i>	-0.62	0.47	-1.56	0.82
<i>ln invest</i>	4.34	1.46	0.07	7.14
<i>ln newcul</i>	3.97	1.15	0.00	6.76
<i>ln popu</i>	7.35	0.98	5.33	8.78
<i>ln hum</i>	4.48	0.89	1.60	6.25

注:各变量观测值均为310个。

三 实证结果及其解析

(一) 门槛条件检验

首先对式(4)的门槛效应进行检验,为了选择恰当的门槛个数和门限值,本文将依次估计线性模型、单门槛模型、双门槛模型和三门槛模型。根据 Hansen(1999),采用格点搜寻法以判断使上述模型的残差平方和最小的门槛值。设各个模型的残差平方和为 RSS_0 、 RSS_1 、 RSS_2 、 RSS_3 ,模型的回归方差为 σ_0^2 、 σ_1^2 、 σ_2^2 、 σ_3^2 。门槛个数的设定检验依次进行。首先检验线性模型,其原假设为线性模型,备择假设

为单门槛模型,检验统计量 F 为 $\frac{RSS_0 - RSS_1}{\sigma_1^2}$ 。若拒绝原假设,则继续检验单门槛模型,其原假设为单

门槛模型,备择假设为双门槛模型,检验统计量 F 为 $\frac{RSS_1 - RSS_2}{\sigma_2^2}$,以此递推,直到接受原假设。然而,

由于存在冗余参数,检验统计量 F 不服从标准分布。因此,本文采用自举法计算统计量 F 的临界值,自举次数为300次。表2给出了各门槛条件检验的 F 值、 p 值,以及在10%显著性水平下的临界值。

在模型分析时,以农村一二三产融合度(*ln mix*)为核心解释变量,分别以农村人力资本水平(*ln hum*)、农村文体娱乐固定资产投资(*ln newcul*)、农林牧渔固定资产投资(*ln invest*)为门槛变量,记为模型1、模型2与模型3,考察并检验核心解释变量(*ln mix*)增加农民收入(*ln income*)的效应。3个模型的门槛效应检验结果见表2,依此可分别判断出3个模型的门槛个数。具体来看,模型1、模型2都只通过了单门槛的在90%置信度下的显著性检验,没有通过双门槛和三门槛的显著性检验,说明模型1、模

型 2 都存在一个门槛值;模型 3 在 90%的置信度下通过了双门槛的显著性检验,但没有通过三门槛的显著性检验,说明模型 3 存在两个门槛值。

表 2 农村一二三产融合推动农民增收的各影响因素门槛效应检验

模型假设		模型 1			模型 2			模型 3		
原假设	备择假设	F 值	p 值	10%	F 值	p 值	10%	F 值	p 值	10%
线性模型	单门槛模型	27.8	0.07	25.2	31.4	0.02	20.0	35.6	0.05	29.9
单门槛模型	双门槛模型	13.6	0.28	19.7	11.6	0.35	17.8	26.1	0.07	24.1
双门槛模型	三门槛模型	6.47	0.78	18.1	7.97	0.74	21.2	8.20	0.88	31.2

注:“10%”一栏的数值为在 10%显著性水平的临界值。

(二) 门槛值估计及区域划分

门槛条件通过显著性检验之后,需要对门槛模型中的门槛值进行识别。表 3 报告了 3 个模型的门槛变量各自的点估计值及其对应的 90%置信区间。由表 3 可知,3 个模型的各个门槛值分别对应的 90%置信区间范围都比较窄,门槛效应识别效果较为显著;同时,当 3 个模型的门槛值都处于其相应的置信区间内,似然比值都小于 10%显著性水平的临界值。因此,推断 3 个模型的门槛值都等于其真实门槛值。

表 3 门槛估计值及其置信区间

门槛变量	模型类型	门槛估计值		90% 置信区间
$\ln hum$	单一门槛模型	3.86		[3.80, 3.86]
$\ln newcul$	单一门槛模型	3.34		[3.26, 3.35]
$\ln invest$	双重门槛模型	第一个门槛值	0.33	[0.30, 0.33]
		第二个门槛值	5.84	[5.79, 5.86]

根据识别出的门槛值,分别将各省份以 3 个门槛变量划分区域,其中以农村人力资本水平划分为两个组,以农村文体娱乐固定资产投资划分为两个组,以农林牧渔固定资产投资划分为 3 个组。表 4 描述了 2005 年和 2014 年各省份农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资区域分布格局。由表 4 可知,随着时间的推移,处于低水平门槛区域的省份数量不断减少,处于高水平门槛区域的省份数量不断增加。以农村人力资本水平为门槛变量,至 2014 年,尚未跨过门槛的省份减少至 3 个;以农村文体娱乐固定资产投资为门槛变量,至 2014 年,尚未跨过门槛的省份减少至 3 个;以农林牧渔固定资产投资为门槛变量,至 2014 年,所有省份都跨越了第一个门槛值,其中已有 18 个省份跨越了第二个门槛值。由此可见,各省份 2005—2014 年的人力资本水平、文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资均有不同程度的提高。

表 4 2005 年和 2014 年我国各省份农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资区域分布格局

门槛变量	分 组 依 据	2005 年	2014 年
农村人力资本水平	低农村人力资本水平区域 ($\ln hum \leq 3.86$)	天津,山西,内蒙古,吉林,海南,贵州,云南,西藏,甘肃,青海,宁夏,新疆	海南,青海,西藏
	高农村人力资本水平区域 ($\ln hum > 3.86$)	北京,上海,重庆,河北,辽宁,黑龙江,江苏,浙江,安徽,福建,江西,山东,河南,湖北,湖南,广东,四川,陕西,广西	北京,天津,上海,重庆,河北,山西,辽宁,吉林,黑龙江,江苏,浙江,安徽,福建,江西,山东,河南,湖北,湖南,广东,四川,贵州,云南,陕西,甘肃,内蒙古,广西,宁夏,新疆

(续表4)

门槛变量	分 组 依 据	2005 年	2014 年
农村文体娱乐固定资产投资	低农村文体娱乐固定资产投资区域($\ln newcul \leq 3.34$)	天津,山西,内蒙古,吉林,黑龙江,福建,江西,湖北,湖南,广西,海南,重庆,四川,贵州,云南,西藏,陕西,甘肃,青海,宁夏,新疆	西藏,青海,宁夏
	高农村文体娱乐固定资产投资区域($\ln newcul > 3.34$)	北京,河北,辽宁,上海,江苏,浙江,安徽,山东,河南,广东	北京,天津,上海,重庆,河北,山西,辽宁,吉林,黑龙江,江苏,浙江,安徽,福建,江西,山东,河南,湖北,湖南,广东,海南,四川,贵州,云南,陕西,甘肃,内蒙古,广西,新疆
农林牧渔固定资产投资	低农林牧渔固定资产投资区域($\ln invest \leq 0.33$)	北京,上海	
	中农林牧渔固定资产投资区域($0.33 < \ln invest \leq 5.84$)	天津,重庆,河北,山西,辽宁,吉林,黑龙江,江苏,浙江,安徽,福建,江西,山东,河南,湖北,湖南,广东,海南,四川,贵州,云南,陕西,甘肃,青海,内蒙古,广西,西藏,宁夏,新疆	北京,天津,上海,江苏,浙江,广东,广西,海南,贵州,西藏,青海,宁夏,新疆
	高农林牧渔固定资产投资区域($\ln invest > 5.84$)		重庆,河北,山西,辽宁,吉林,黑龙江,安徽,福建,江西,山东,河南,湖北,湖南,四川,云南,陕西,甘肃,内蒙古

(三) 门槛模型回归结果与分析

门槛值确定后,即可对模型1—3分别对应的非线性门槛模型进行参数估计。同时,为便于比较,本文还采用普通线性固定效应模型进行估计。^①普通线性固定效应模型参数估计结果如表5所示,分别以农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资为门槛变量进行的非线性门槛回归估计结果如表6所示。

表5 2005—2014年农民增收的线性固定效应模型参数估计结果

	系 数	标准误	t 统计量
$\ln mix$	1.03 **	0.10	10.2
$\ln tech$	0.51 ***	0.05	9.39
$\ln invest$	0.11 ***	0.01	10.6
$\ln hum$	0.02	0.02	1.08
$\ln popu$	-0.39 ***	0.14	-2.79
$\ln newcul$	0.05 ***	0.02	3.13
常数项	11.5	1.05	11.0
R^2	0.374		
个体效应	$F(30\ 273) = 118.95^{***}$		

注:***、**和*分别表示在1%、5%及10%水平上显著。表6相同。

^① 本文使用 Hausman 检验后确定,应采用固定效应模型。

表6 2005—2014年农民增收的非线性门槛回归估计结果

门槛变量	模型1: 农村人力资本水平 ($\ln hum$)		模型2: 农村文体娱乐固定资产投资 ($\ln newcul$)		模型3: 农林牧渔固定资产投资 ($\ln invest$)		
门槛值	$r \leq 3.86$	$r > 3.86$	$r \leq 3.34$	$r > 3.34$	$r \leq 0.33$	$0.33 < r \leq 5.84$	$r < 5.84$
$\ln mix$	1.03 ***	1.23 ***	1.11 ***	1.27 ***	0.53 ***	1.09 ***	0.85 ***
$\ln tech$	0.48 ***		0.51 ***		0.42 ***		
$\ln invest$	0.10 ***		0.09 ***		0.11 ***		
$\ln hum$	0.05 **		0.03 *		0.02		
$\ln popu$	-0.23 *		-0.28 ***		-0.23 *		
$\ln newcul$	0.06 ***		0.07 **		0.06 ***		
常数项	10.4 ***		10.8 ***		10.3 ***		
R^2	0.47		0.44		0.46		
个体效应	$F(30\ 272) = 121.7 ***$		$F(30\ 272) = 128.2 ***$		$F(30\ 271) = 136.5 ***$		

由表5和表6可知,不论是采用固定效应模型还是门槛模型,各个解释变量的估计系数符号及显著性基本一致,且各系数基本均在10%的水平上显著,可见本文估计结果较为稳健。此外,3个门槛模型都在1%的水平上通过了总体显著性检验,证明了门槛效应的存在。在固定效应模型中,人力资本水平的估计系数没有通过10%水平上的显著性检验,但在以人力资本水平为门槛变量的模型1中人力资本水平的估计系数通过了5%的显著性检验,在以农村文体娱乐固定资产投资为门槛变量的模型2中人力资本水平的估计系数通过了10%的显著性检验。与固定效应模型相比,3个门槛模型的拟合优度均得到明显提高,说明门槛模型能够更好地解释农业一二三产融合度与农民收入之间存在的关系。若采用普通固定效应模型,门槛效应被忽略,则农村一二三产融合对农民增收的内在机制无法得到准确解释,因此,本文接下来重点讨论表6中3个门槛模型的估计结果。

首先,关注控制变量。在线性固定效应模型以及3个门槛模型中,农业技术水平对应的估计系数均在1%的水平上显著,且均为正数,说明农业技术水平的提高能够显著地促进农民收入的增长,原因是农业技术水平的提高促进了农业生产效率的提高,释放了农村劳动力流向二三产业以及一二三产融合产生的新业态。表6中,农村劳动力人数对应的估计系数的显著程度分别为10%、1%和10%,即该系数至少在10%的水平上显著,且均为负数,说明了在控制变量的条件下,农村劳动力人数的增加会显著地抑制农民收入的增加。中国农村由于人口基数大,人地矛盾明显,劳动力剩余问题严重,若不推进农村一二三产融合,农村仍维持传统的产业结构,没有实现剩余劳动力的科学转移,则会导致不充分就业和隐蔽性失业的问题,影响农民收入的提高。

其次,重点分析农村一二三产融合对农民增收的门槛效应。由表6可知,3个门槛模型分别根据农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资的高低,将整个样本划分门槛区间,在不同区间内,农村一二三产融合度对农民增收的估计系数显著不同。3个模型中,门槛变量取值虽有变化,但农村一二三产融合对农民增收的贡献都呈现显著的门槛效应。

在模型1(以农村人力资本水平为门槛变量)中,根据农村人力资本水平的高低,本文将样本划分为两个门槛区间,农业一二三产融合对农民增收影响的估计系数均为正数,且在1%的水平上显著。随着农村人力资本水平的提高,农村一二三产融合对农民增收的贡献呈现出显著的单一门槛效应。具体来看,当农村人力资本水平低于门槛值 $e^{3.86}$ 时,农业一二三产融合对农民增收影响的估计系数为1.03;当农村人力资本水平高于门槛值 $e^{3.86}$ 时,估计系数则为1.23,意味着如果农村人力资本水平越过了门槛值,则农村一二三产融合度每提高1%,农民增收的幅度会由1.03%提高到1.23%,农村一二三产融合对

农民增收的促进作用能够得到更有效的释放。农村一二三产融合能否有效促进农民增收,受到农村人力资本水平的制约,这与本文之前分析的理论机理相符,农民作为整合农村资源、经营农村一二三产业、促进产业联动的主体力量,他们的人力资本水平的高低显著地影响农村一二三产融合推动其增收的效率。

在模型2(以农村文体娱乐固定资产投资为门槛变量)中,根据农村文体娱乐固定资产投资的高低,本文将整个样本划分为两个门槛区间,农村一二三产融合对农民增收影响的估计系数均为正数,且在1%的水平上显著。当农村文体娱乐固定资产投资低于门槛值 $e^{3.34}$ 时,农村一二三产融合对农民增收影响的估计系数为1.11,在此区间内,农村一二三产融合度每提高1%,农民增收提高1.11%;当农村文体娱乐固定资产投资高于门槛值 $e^{3.34}$ 时,估计系数则为1.27,在此区间内,农村一二三产融合度每提高1%,农民增收提高1.27%。当农村文体娱乐固定资产投资越过门槛值 $e^{3.34}$ 时,农村一二三产融合能够更高效地推动农民增收。这可能是因为,农村文体娱乐业是农村一二三产融合进程中新业态的主要承担者,农林牧渔业主要通过与此一新业态进行融合以及联结产生出新价值,而文体娱乐业在农村中的发展仍处于初期,农林牧渔业发展已经较为成熟,在融合发展过程中,当文体娱乐投资达到一定量时,农村文体娱乐业将实现与农林牧渔业的充分结合利用,由此达到农村一二三产融合推动农民收入增加的较高效率。

在模型3(以农林牧渔固定资产投资为门槛变量)中,根据农林牧渔固定资产投资的高低,本文将整个样本划分为3个门槛区间,农村一二三产融合对农民增收影响的估计系数均为正数,且在1%的水平上显著。农林牧渔固定资产投资量存在着两个门槛值,在农林牧渔固定资产投资额处于3个不同门槛区间时,农村一二三产融合对农民的增收效应也显著不同。只有农林牧渔固定资产投资处于一定的合理区间($e^{0.33} < invest \leq e^{5.84}$)时,农村一二三产融合对农民增收的促进作用才是更高效的,即当农村一二三产融合度增加1%,农民增收提高1.09%。若农林牧渔固定资产投资低于该合理区间,农村一二三产融合度增加1%只能带来农民收入0.53%的提高,这可能是因为农林牧渔固定资产过少,将导致农林牧渔业的生产效率低下,农村劳动力固守田园不向非农产业流动,进而农民收入增长速度缓慢。若农林牧渔固定资产投资高于该合理区间,则只能带来农民收入0.85%的提高,这可能是因为过多的农林牧渔投资挤压了农村一二三产融合过程中二三产业的发展,同时还可能造成农林牧渔业边际产出的下降。可见,在农村一二三产融合的过程中,农林牧渔固定资产投资应当控制在合理的区间内。

(四) 进一步分析

由3个门槛回归模型可知,农村一二三产融合对农民的增收效应受农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资的影响和制约。因此,本文合理进行假设:农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资通过影响农村一二三产融合进程从而推动农民增收。基于此假设,本文对农村一二三产融合度($\ln mix$)与农村人力资本水平($\ln hum$)、农村文体娱乐固定资产投资($\ln newcul$)、农林牧渔固定资产投资($\ln invest$)之间进行格兰杰因果关系检验。本文选择的滞后阶数为1阶^①,格兰杰因果检验结果如表7所示。由表7可知,农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资是农村一二三产融合的格兰杰原因,农村一二三产融合度不是农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资的格兰杰原因。可见,农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资与农村一二三产融合度之间存在单向格兰杰因果关系,这说明农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资可以对农村一二三产融合度产生影响。

^① 格兰杰检验方法可检验指标之间的短期关系。本文面板数据通过了单位根检验和协整检验,因受篇幅所限,在此不列出相关详细结果。根据单位根检验中达到平稳结果的差分阶数,本文确定滞后阶数为1阶。

表 7 格兰杰检验结果

假 设	P 值
d.ln hum 不是 d.ln mix 的格兰杰原因	0.002 9 ***
d.ln newcul 不是 d.ln mix 的格兰杰原因	0.003 5 ***
d.ln invest 不是 d.ln mix 的格兰杰原因	0.003 3 ***
d.ln mix 不是 d.ln hum 的格兰杰原因	0.278 5
d.ln mix 不是 d.ln newcul 的格兰杰原因	0.202 1
d.ln mix 不是 d.ln invest 的格兰杰原因	0.884 5

四 结论及政策建议

本文基于 2005—2014 年我国 31 个省份的面板数据,在阐释了农村一二三产融合推动农民增收机理的基础上,采用面板门槛模型实证检验了当农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资位于不同门槛区间时,农村一二三产融合对农民增收影响的显著差异。研究结果显示:第一,当农村人力资本水平达到一定高度($e^{3.86}$)时,农村一二三产融合才能更高效地提高农民收入;第二,当农村文体娱乐固定资产投资达到一定量($e^{3.34}$)时,其资产的配置才能在农村一二三产融合进程中更高效地促进农民增收;第三,只有当农林牧渔固定资产投资位于合理区间($e^{0.33} < invest \leq e^{5.84}$)时,农村一二三产融合才能最大程度地推动农民增收,过高或过低的农林牧渔固定资产投资都会使其在农村一二三产融合进程中无法最有效转化为农民增收的动力。第四,农村人力资本水平、农村文体娱乐固定资产投资、农林牧渔固定资产投资是农村一二三产融合度的单向格兰杰原因。根据上述结论,我们建议:

第一,合理安排农林牧渔及各类固定资产投资,夯实农村一二三产融合的基础。目前农村一二三产融合仍处于初步发展期,深度和广度都有待拓展,其规模以及内外部条件都不成熟,存在忽略地区差异重复建设、定位雷同的状况。因此,各级政府应结合本地资源、环境、区位条件,合理安排农林牧渔及各类固定资产投资,对各级农村进行主题式开发以扶持发展特色产业;塑造差异化自主品牌,打造消费者重复消费力,使乡村知名度与业态品牌间相互赋能;同时,要充分发挥引导和宏观调控作用,适时加强对农村各类固定资产投资的科学管理以及统筹调配,避免固定资产等要素陷入效率失活的状况。

第二,进一步促进文体娱乐产业与农业的深度融合。相关部门可利用旅游节庆活动开展地区文化主题宣传,吸引社会各界对农村文体娱乐产业的投资以及相关企业的进入,推进文体娱乐产业与农业融合的深度;通过对生活体验、历史情境、文创旅游类的以田园综合体为代表的村庄宣传,开发个性化、体验式的文化、娱乐或旅游主题,激发农村周边地区的居民消费需求,并建立起新型的农村休闲生活方式;通过发展休闲农业和农村电商等新兴业态,结合新鲜概念,将现代时尚科技与传统文化结合,例如开发景点 APP,将农产品、文化产品应用到乡村流量聚集点,使农村产品形态演变为无形的文化氛围。

第三,培养和引进乡村善经营、有知识、懂技术的新型治理人才。相关部门应以农村本土治理人才培养为关键环节,通过对当地农民进行经营知识、运营能力、专业知识的培训,并配以定期跟踪服务制度,推动农村人力资本水平的提高,创造农村地区的“人才红利”;同时,疏通城乡人才顺畅流动的渠道,吸引城镇技术、管理人才返乡下乡,对乡村新治理人才给待遇、给未来,制定人才安居配套政策,保证农村既能吸引人才,又能留下人才,使农村也能成为高质量的人才聚集地。

(责任编辑 施有文)

参考文献

- 方桂堂,2014,《农民增收的多维路径及当下选择:北京个案》,《改革》第3期。
- 郭剑雄,2005,《人力资本、生育率与城乡收入差距的收敛》,《中国社会科学》第3期。
- 黄祖辉,2015,《在促进一二三产业融合发展中增加农民收益》,《农民日报》2015-08-14。
- 李乾、芦千文、王玉斌,2018,《农村一二三产业融合发展与农民增收的互动机制研究》,《经济体制改革》第4期。
- 李云新、戴紫芸、丁士军,2017,《农村一二三产业融合的农户增收效应研究——基于对345个农户调查的PSM分析》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 马晓河,2015,《推进农村一二三产业深度融合发展》,《中国合作经济》第2期。
- 沈坤荣、张景,2007,《中国农村公共支出及其绩效分析——基于农民收入增长和城乡收入差距的经验研究》,《管理世界》第1期。
- 苏毅清、游玉婷、王志刚,2016,《农村一二三产业融合发展:理论探讨、现状分析与对策建议》,《中国软科学》第8期。
- 唐超、胡宜挺,2016,《农村产业融合收入效应分析》,《新疆农垦经济》第11期。
- 王东荣,2017,《上海推动农村一二三产业融合发展》,《科学发展》第7期。
- 汪晓文、何明辉、杨光宇,2012,《农村经济开放、农业生产效率提高与农民增收——基于省际面板数据的实证分析》,《江西财经大学学报》第5期。
- 肖卫、肖琳子,2013,《二元经济中的农业技术进步、粮食增产与农民增收——来自2001—2010年中国省级面板数据的经验证据》,《中国农村经济》第6期。
- 辛岭、王艳华,2007,《农民受教育水平与农民收入关系的实证研究》,《中国农村经济》第4期。
- 徐舒婷,2016,《农村一二三产业融合对农民增收的影响研究——以浙江省为例》,浙江财经大学硕士学位论文。
- 张红军、刘珂璠,2018,《三产融合:促进安徽农民家庭经营收入增长对策研究》,《安徽农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 朱湖根、万伦来,《中国财政支持农业产业化经营项目对农民收入增长影响的实证分析》,《中国农村经济》第12期。
- Huffman, W.E., 1980, "Farm and Off-Farm Work Decisions: The Role of Human Capital", *The Review of Economics and Statistics*, Vol.62, No.1.
- Kamaruddin, R., 2015, "The Importance of Good Aquaculture Practices in Improving Fish Farmer's Income: A Case of Malaysia", *International Journal of Social Economics*, Vol.42, No.12.
- Liu, Y., Shumway, C.R., Rosenman, R. and Ball, V.E., 2011, "Productivity Growth and Convergence in US Agriculture: New Cointegration Panel Data Results", *Applied Economics*, Vol.43, No.1.
- Psacharopoulos, G. and Patrinos, H.A., 2004, "Return to Investment in Education: A Further Update", *Education Economics*, Vol.12, No.2.