

doi:10.11937/bfyy.20172168

农业现代化对农民增收影响及农户人力资本存量的调节作用探析

龚新蜀, 潘明明

(石河子大学 经济与管理学院, 新疆 石河子 832000)

摘 要:借助全国 30 个省区 2001—2014 年面板数据,探究了农业现代化与农民增收关系及农户人力资本存量调节作用。结果表明:农业现代化中,农业生产科技化和农业结构合理化微弱促进农民增收,农业经营规模化抑制农民增收;农户人力资本存量调节农业现代化的农民增收效应,增强农户人力资本存量可显著提升农业现代化农民增收效应。基于以上分析,提出农户人力资本开发的对策建议,以期提升农业现代化的农民增收效应。

关键词:农业现代化;农户人力资本存量;农民增收;交互项检验

中图分类号:F 323.8 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-0009(2017)23-0211-08

1 问题提出及文献回顾

“农民增收”是“三农”问题的核心,也是农村地区经济健康发展和社会长期稳定的催化剂和助推器^[1]。农村劳动力外出务工虽然可以一定程度增加农民非农收入,但农业经营收入在农民收入结构中依然占据核心地位^[2]。农业是一种生产周期长、受气候影响大且边际投资效率低的低利润弱质产业,除非规模化经营和集约化生产,否则对农民增收作用有限^[3]。因此,转变农业发展方式,推动农业生产集约化和经营规模化,提高农业现代化成为我国农民可持续增收的根本途径。基于此,国内外学者对农业现代化与农民增收关系进行了一系列有针对性的研究。

国外的研究始于舒尔茨^[4]对农业弱质性的关

注。其在研究中指出,传统农业生产要素固化导致农业长期处于低水平均衡状态是造成农村经济发展缓慢和农民增收乏力的根本原因。在农业生产中引进新的生产要素,推进传统农业向现代农业过渡,实现农业高质量均衡则可以有效破解上述难题;速水佑次郎等^[5]利用诱导技术变迁模型识别农业生产要素结构中新生产要素构成,指出技术、资本要素替代劳动力、土地要素是传统农业向现代农业转变的根本动力;OTCHIA^[6]则借助 CGE 微观模拟模型实证检验了技术变革对农业发展的作用,提出农业现代化优化模型。该模型指出通过技术性变革,改善农业资源基础,实现农业现代化对提升农民收入水平,缩小城乡收入差距具有重要作用。

国内农业现代化与农民增收关系的研究,多为利用全国或省域数据,借助计量经济学模型实证检验二者关系的形式展开。汪希成等^[7]、雷婷^[8]和占纪文^[9]分别利用新疆、陕西和福建农业现代化与农民增收指标时序数据,实证检验农业现代化对农民增收影响,指出农业现代化是农民增收的格兰杰(Granger)原因,农业现代化显著正向影响农民收入水平;黄祖梅^[10]则利用中部 6 省时序数据,借助 VAR 模型探究农业现代化对农

第一作者简介:龚新蜀(1963-),女,四川遂宁人,博士,教授,博士生导师,现主要从事产业结构与政策等研究工作。E-mail:173196165@qq.com.

基金项目:国家哲学社科基金资助项目(15XMZ050, 15CMZ021);教育部人文社科基金资助项目(13YJCZH256, 14XJJCZH005);新疆自治区研究生创新资助项目(XJGR12016045, XJGR12016032)。

收稿日期:2017-07-18

民增收影响的短期和长期差异。指出无论是短期还是长期,农业现代化均显著推动农民增收,并且在部分省区农业现代化的长期增收效应甚至大于短期增收效应。同时,近年来部分学者在研究中,也发现农业现代化与农民增收关系不显著的现象。如孙致陆等^[11]利用1978—2008年全国时序数据指出农业现代化与农民增收不存在Granger因果关系;李录堂等^[12]借助Tornqvist指数法得到农业现代化不能促进农业产值及农民纯收入增长等。并试图从不同维度探究其根本原因。

农业现代化的核心是将先进农业生产技术与装备,科学管理方法以及现代服务体系植入农业系统实现农业生产科技化、农业经营产业化规模化以及农业结构合理化。农民作为农业建设的主体,其素质的高低决定了农业生产技术、设备和经营理念在农业生产经营中推广的速度、广度和深度,同时也左右着现代农业生产技术从创新到应用的时滞性^[13]。农民素质的核心综合体现在凝结于农户身上的健康、知识、技能和迁移能力,即农户的人力资本存量^[14-15]。因此,农户人力资本存量在农业现代化推动农民增收过程中,必然发挥着一定的调节作用。但就目前来看,较少有学者关注到农户人力资本存量在农业现代化推动农民增收中的调节作用,将农业现代化、农民增收和农户人力资本存量引入同一框架,实证剖析农户人力资本存量对农业现代化农民增收效应调节方式及影响程度的研究更是空白。基于此,该研究拟将农业现代化、农民增收和农户人力资本存量引入同一研究框架,利用全国30个省区(西藏除外)2001—2014年面板数据,在实证检验农业现代化与农民增收关系基础上,深入剖析农户人力资本存量在农业现代化推动农民增收中的调节方式及影响程度。

2 模型设定、变量选择及样本说明

2.1 模型设定

通过农业发展实现农民农业增收是农民增收中最重要的一个环节。农业作为一个复杂、开放经济系统,其发展轨迹与新古典经济增长模型相符。农业持续、健康发展依赖于农业现代化水平的提升^[14]。因此,借鉴新古典经济增长理论,首

先构建农业现代化与农民增收理论模型。同时,农民增收也受到国家宏观政策和城乡宏观经济环境影响。该研究将农村固定资产投资、财政支农和城镇化发展水平3个衡量国家宏观政策和城乡宏观经济环境的指标作为控制变量也纳入农业现代化与农民增收理论模型,具体如模型1所示。

$$\ln income_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln modern_{it} + \beta_2 \ln invest_{it} + \beta_3 \ln gov_{it} + \beta_4 \ln urb_{it} + \epsilon_{it} \quad (1),$$

农业现代化综合体现在农业生产科技化、农业经营产业化规模化以及农业结构合理化。农户人力资本存量影响农业技术和经营理念在农业生产经营中推广速度、广度和深度,决定了农业生产经营科技化、规模化水平和农业结构的合理化水平。因此,农户人力资本存量影响农业现代化的农民增收效应,在农业现代化推动农民增收中具有一定的调节作用。该研究将农户人力资本存量引入模型1中,考察农户人力资本存量对农业现代化农民增收效应的调节方式和影响程度。具体做法为将农户人力资本存量与农业现代化交互项引入模型1,得到农户人力资本存量的调节效应模型,如模型2所示。

$$\ln income_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln modern_{it} + \beta_2 \ln invest_{it} + \beta_3 \ln gov_{it} + \beta_4 \ln urb_{it} + \beta_5 \ln modern \times \ln capital + \epsilon_{it} \quad (2).$$

模型1和模型2中, i 为地区, t 为时间距离(2001—2014年), α_0 为常数项,表示*i*个地区有不同的截距项, ϵ_{it} 为模型中的随机扰动项。 $\ln income_{it}$ 、 $\ln modern_{it}$ 、 $\ln capital_{it}$ 、 $\ln invest_{it}$ 、 $\ln gov_{it}$ 、 $\ln urb_{it}$ 分别表示农民增收状况、农业现代化水平、农户人力资本存量状况、农村固定资产投资状况、财政支农状况和城镇化发展水平。

2.2 变量选择

该研究重点探究农户人力资本存量在农业现代化推动农民增收中的调节方式及影响程度。因此,核心变量选取为农户增收状况($\ln income$)、农业现代化水平($\ln modern$)和农户人力资本存量($\ln capital$)3个指标。

2.2.1 因变量

农户增收状况($\ln income$)为因变量。根据蒋俊毅^[2]的研究结论,农村居民人均纯收入水平

可以比较好地反映农村居民收入的变化和增长状况。因此,选取农村居民人均纯收入作为农民增收状况的衡量指标。

2.2.2 解释变量

农业现代化水平(*ln modern*)为解释变量。目前,学者普遍选用农业机械化水平^[9]或农业信息化水平^[10]等单一指标作为农业现代化衡量指标,造成研究结论科学性和准确性不高的问题。该研究从农业现代化内涵和特征出发,指出农业现代化除了在农业生产中引进先进机器设备,实现农业生产机械化和科技化外,还包括农业生产经营的产业化和规模化以及农业结构的合理化与高度化等。因此,该研究对农业现代化的衡量选用农业生产科技化(*ln mech*)、农业经营规模化(*ln culti*)和农业结构合理化(*ln stru*)3个指标。其中,农业生产科技化选用人均农业机械总动力($\text{kW} \cdot \text{人}^{-1}$)替代,农业经营规模化选用人均农作物耕种面积($\text{hm}^2 \cdot \text{人}^{-1}$)评价,农业结构合理化则选用农业总产值在农林牧渔总产值中的比重衡量。

2.2.3 调节变量

农户人力资本存量(*ln capital*)为调节变量。农户人力资本投资主要集中在健康、教育以及迁移能力等方面^[15]。该研究农户人力资本存量的衡量选用农户家庭医疗保健支出,文教、娱乐用品

及服务支出以及交通、通讯支出占农村人民生活消费支出比重进行评价。

2.2.4 控制变量

为了最大限度消除变量遗漏带来的研究误差,在研究过程中引入农村固定资产投资状况(*ln invest*)、财政支农状况(*ln gov*)和城镇化发展水平(*ln urb*)3个控制变量。其中,农村固定资产投资状况用农村固定资产投资额占全社会固定资产投资额比重评价;财政支农状况用财政支出中农业财政支出占财政支出总额比重衡量;城镇化发展水平则用城镇人口数占总人口数比重替代。

2.3 数据来源及样本说明

选用的数据均来源于《中国统计年鉴(2002—2015)》《中国农业统计年鉴(2002—2015)》《中国农村统计年鉴(2002—2015)》以及各省市统计年鉴(2002—2015)整理所得,数据时间距离为2001—2014年。由于西藏历史数据缺失严重,在研究中剔除西藏,只选取我国30个省区面板数据作为该研究的研究样本。同时,为了消除变量异方差造成研究结果的误差,使回归结果能准确反映变量之间的弹性关系。在对变量进行回归之前,对样本数据进行对数化处理。所选取样本的描述统计情况见表1。

表 1

变量描述性统计

Table 1

Variable descriptive statistics

变量 Variable	均值 Mean	方差 Variance	最小值 Minimum value	最大值 Maximum value
农民人均收入(<i>ln income</i>)	8.433 942 0	0.599 609 4	7.252 6	9.961 4
农业机械化(<i>ln mech</i>)	0.227 237 9	0.805 874 7	-2.879 6	1.657 3
农业规模化(<i>ln culti</i>)	-1.174 349 0	0.568 842 8	-3.353 9	0.364 8
农业结构合理化(<i>ln stru</i>)	-0.638 608 1	0.206 557 1	-1.073 4	0.000 0
人力资本投资(<i>ln capital</i>)	-1.378 846 0	0.238 940 2	-2.413 7	-0.962 4
农村固定资产投资(<i>ln invest</i>)	-2.284 747 0	0.665 950 9	-7.767 6	-1.080 1
财政支农(<i>ln gov</i>)	-1.740 944 0	0.606 321 4	-10.101 0	0.775 8
城镇化水平(<i>ln urb</i>)	-0.766 713 1	0.298 179 9	-1.592 1	-0.109 7

3 实证过程及结果分析

3.1 面板数据单位根检验

运用面板数据进行回归之前,应对原始数据进行平稳性检验,以消除伪回归对研究结果的影

响。当前,面板数据平稳性检验方法主要有 LLC 检验、Breitung 检验、IPS 检验、Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验 5 种方法。每一种检验方法都有其优劣势及适用条件,LLC 和 Breitung 检验要求面板数据各截面序列单位根相同,IPS 检验要求含有截距项或趋势项,Breitung 检验要求数据

必须具备截距项和趋势项。此外,上述5种检验方法的假设检验方式也存在一定差异。Breitung检验的零假设为数据平稳,LLC、IPS、Fisher-ADF和Fisher-PP检验的零假设则是数据非平稳。该研究为了保障检验结果的稳健性,同时采用上述5种方法对研究所选取变量进行平稳性检验,并根据检验结果综合判断数据是否平稳。

根据表2检验结果,农业规模化($\ln culti$)、农业结构合理化($\ln stru$)、农户人力资本存量($\ln capital$)、城镇化水平($\ln urb$)、农业规模化与农村人力资本存量交互项($\ln culti \times \ln capital$)、农业结构合理化与农村人力资本存量交互项

($\ln stru \times \ln capital$)6个变量的5种检验方法检验结果均为平稳时间序列;农业科技化($\ln mech$)、农村固定资产投资状况($\ln invest$)和农业科技化与农户人力资本存量交互项($\ln stru \times \ln capital$)3个变量的5种检验方法检验结果中,LLC、IPS、Fisher-ADF和Fisher-PP4种检验为平稳时间序列;农民收入水平($\ln income$)和财政支农情况($\ln gov$)2个变量的5种检验方法检验结果中,LLC、Breitung和PP-Fisher3种检验为平稳时间序列。因此,综合判断所选取变量均为平稳时间序列,进行面板数据回归分析不存在伪回归现象。

表2 变量平稳性检验结果

Table 2 Variables stationarity test results

变量 Variable	LLC	Breitung	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
$\ln mcome$	-8.171 48*** (A,T,1)	7.669 34 (A,T,1)	-0.386 78 (A,T,1)	63.859 8 (A,T,1)	183.375*** (A,T,1)
$\ln mech$	-14.827 4*** (A,T,1)	-11.047 3*** (A,T,1)	-6.812 98*** (A,T,1)	141.258*** (A,T,1)	169.572*** (A,T,1)
$\ln culti$	-6.913 62*** (A,T,1)	0.662 18 (A,T,1)	-2.523 66*** (A,T,1)	94.583 5*** (A,T,1)	119.270*** (A,T,1)
$\ln stru$	-10.117 7*** (A,T,1)	0.478 62 (A,T,1)	-4.298 60*** (A,T,1)	118.082*** (A,T,1)	126.897*** (A,T,1)
$\ln capital$	-32.225 6*** (A,T,1)	0.735 68 (A,T,1)	-22.531 4*** (A,T,1)	309.905*** (A,T,1)	392.732*** (A,T,1)
$\ln invest$	-10.253 7*** (A,T,1)	-2.334 41*** (A,T,1)	-4.643 59*** (A,T,1)	112.098*** (A,T,1)	150.591*** (A,T,1)
$\ln gov$	-5.188 72*** (A,T,1)	-2.019 50 (A,T,1)	-1.149 17 (A,T,1)	63.481 5 (A,T,1)	82.8688** (A,T,1)
$\ln urb$	-91.941 0*** (A,T,1)	1.666 55 (A,T,1)	-21.140 3*** (A,T,1)	95.810 6*** (A,T,1)	114.379*** (A,T,1)
$\ln mech \times \ln capital$	-15.339 0*** (A,T,1)	-8.847 95*** (A,T,1)	-7.181 00*** (A,T,1)	147.004*** (A,T,1)	186.595*** (A,T,1)
$\ln culti \times \ln capital$	-18.728 5*** (A,T,1)	-1.121 14 (A,T,1)	-11.285 8*** (A,T,1)	193.995*** (A,T,1)	257.277*** (A,T,1)
$\ln stru \times \ln capital$	-13.710 6*** (A,T,1)	-1.804 09 (A,T,1)	-8.868 64*** (A,T,1)	183.828*** (A,T,1)	236.187*** (A,T,1)

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%显著性水平下显著,下同。括号中A表示单位根检验时含有截距项,T表示单位根检验时含有趋势项。

Note:***, **, * represent significant at 1%, 5%, 10% significance level, the same below. A means containing intercept items at unit root test, T indicates containing trend item at unit root test.

3.2 回归过程及结果分析

实证剖析农业现代化与农民增收关系以及农户人力资本存量对农业现代化农民增收效应调节方式及影响程度(表3)。其中,模型1、3、5分别

探究了农业现代化中农业生产科技化、农业经营规模化以及农业结构合理化对农民增收的影响;模型2、4、6则分别探究了农户人力资本存量在农业生产科技化、农业经营规模化和农业结构合理

表 3
Table 3

回归结果
Regression results

变量	科技化增收效应		规模化增收效应		结构合理化增收效应	
	模型 1 Model 1	模型 2 Model 2	模型 3 Model 3	模型 4 Model 4	模型 5 Model 5	模型 6 Model 6
<i>ln mech</i>	0.030 65 ** (0.020 3)	0.312 1 * * (0.032 6)				
<i>ln culti</i>			-0.059 4 * (0.069 2)	0.453 0 * (0.073 4)		
<i>ln stru</i>					-0.029 6 (0.117 9)	-0.636 7 * * (0.044 2)
<i>ln mech</i> × <i>ln capital</i>		0.208 0 * (0.074 8)				
<i>ln culti</i> × <i>ln capital</i>				0.305 9 * (0.095 2)		
<i>ln stru</i> × <i>ln capital</i>						-0.431 2 * * (0.030 3)
<i>ln invest</i>	0.062 2 * * (0.025 6)	0.059 0 * * (0.025 4)	0.065 8 * * (0.025 6)	0.062 7 * * (0.025 3)	0.066 5 * * (0.026 0)	0.067 8 * * (0.025 0)
<i>ln gov</i>	0.070 8 * * (0.025 1)	0.069 0 * * (0.025 0)	0.069 7 * * (0.025 2)	0.070 4 * * (0.024 9)	0.070 2 * * (0.025 2)	0.070 8 * * (0.025 2)
<i>ln urb</i>	2.850 0 (0.109 6)	2.861 2 (0.108 7)	2.842 2 (0.111 5)	2.858 4 (0.110 3)	2.855 8 (0.110 7)	2.846 4 (0.110 8)
<i>_cons</i>	10.582 0 (0.134 2)	10.502 6 (0.136 1)	10.525 3 (0.157 8)	11.050 2 (0.225 8)	10.615 8 (0.154 3)	10.957 3 (0.285 3)
<i>R</i> ²	0.800 7	0.802 1	0.799 9	0.799 9	0.799 7	0.797 3
Obs	420	420	420	420	420	420

化推动农民增收过程中的调节作用。

根据模型 1 和模型 2 实证结果,农业生产科技化在 5%显著性水平下正向影响农民纯收入,边际影响系数仅为 0.030 65。引入农业生产科技化与农户人力资本存量交互项后,农业生产科技化与农户人力资本存量交互项在 10%显著性水平下正向影响农民纯收入,同时农业生产科技化(*ln mech*)对农民纯收入影响的边际影响系数由 0.030 65 上升至 0.312 10,并在 5%显著性水平下显著。根据模型 3 和模型 4 实证结果,农业经营规模化在 10%显著性水平下抑制农民纯收入增加。引入农业经营规模化与农户人力资本存量交互项,农业经营规模化与农户人力资本存量交互项通过显著性检验,农业经营规模化(*ln culti*)对农民纯收入影响转变为正向促进,边际影响系数达到 0.453 0;根据模型 5 和模型 6 实证结果,农业结构合理化对农民增收影响不显著。引入农

户人力资本存量与农业结构合理化交互项,交互项通过 5%显著性检验,农业结构合理化也在 5%显著性水平下正向促进农民增收,边际影响系数高达 0.636 7。综合来看,当前农业生产科技化、农业结构合理化对农民增收促进作用微弱,农业经营规模化则一定程度抑制农民增收。增强农户健康、知识、技能和迁移能力等人力资本存量则可以显著提升农业生产科技化、农业经营规模化和农业结构合理化的农民增收效应。

基于以上分析,进一步剖析上述现象的深层次原因。首先,由于我国农民文化素质普遍偏低,传统小农经济思想严重,眼界视野也较为狭窄,在生产上墨守陈规,形成“小富即安”生产、生活方式,对农业生产经营中先进技术设备和管理理念存在抵触情绪,缺乏学习、应用新技术和新理念的积极性和主动性;其次,我国农民农业技能培训较少,农民农业生产和经营技能匮乏,无法将先进农

业生产技术、装备和管理理念有效植入农业系统,快速转化为现实生产力;最后,我国农民的务工技能也较为缺失,即使政府通过行政手段推动农业生产科技化、规模化以及结构合理化,释放出大量农村富余劳动力。但其却很难向城镇和二产业顺利转移,也无法通过外出务工实现农民非农增收,并有可能因为土地流失,造成农业收入下降,对农民增收产生负面影响。

对于控制变量与农民增收的关系,农村固定资产投资(*ln invest*)和财政支农(*ln gov*) in 模型 1~6 均通过显著性检验,但边际影响系数较小。表明当前我国固定资产投资和财政支出城乡之间配置不均衡,农村地区固定资产投资和财政支农在全社会总固定资产投资和财政总支出中所占份额较少。城镇化水平(*ln urb*)对农民纯收入影响不显著,归咎于城乡二元经济结构造成户籍

及相关教育、医疗和社会保障制度城乡分割,阻碍农村劳动力顺利向城镇转移。

3.3 稳健性检验

该研究在理清农业现代化对农民增收影响基础上,利用交互项检验方法着重探究了农户人力资本存量在农业现代化推动农民增收中的调节作用。为了保障研究结论的科学性与准确性,接下来对研究结论进行稳健性检验。鉴于我国经济与教育发展水平在东中西部地区的差异性,东部省区普遍好于中西部省区,中部省区又普遍好于西部省区。该研究借助分组检验方法,将 30 个省区划分为东中西省区 3 组,通过比较分析东、中、西省区农业现代化对农民增收影响的差异性,检验农户人力资本存量对农业现代化农民增收效应的调节作用,结果见表 4。

表 4 农户人力资本存量调节作用稳健性检验结果

Table 4 Robustness test of farmer human capital stock adjustment effect

变量	农业科技化与农民增收			农业规模化与农民增收			农业结构合理化与农民增收		
	东部 Eastern	中部 Central	西部 West	东部 Eastern	中部 Central	西部 West	东部 Eastern	中部 Central	西部 West
<i>ln mech</i>	0.350 * (0.082)	0.151 * (0.068)	-0.047 * (0.062)						
<i>ln culti</i>				0.579 (0.127)	0.094 (0.111)	-0.096 * (0.096)			
<i>ln stru</i>							-0.174 (0.360)	-0.113 (0.258)	-0.0496 (0.385)
<i>_cons</i>	8.810 * * (0.039)	8.308 * (0.054)	8.057 * (0.041)	7.901 (0.200)	8.451 * (0.098)	8.195 (0.131)	8.884 (0.205)	8.048 (0.250)	8.187 (0.201)
<i>R²</i>	0.288	0.255	0.222	0.229	0.217	0.168	0.236	0.509	0.272
<i>Obs</i>	154	112	140	154	112	140	154	154	140

由表 4 可知,首先,东、中、西部省区农业生产科技化均在 10%显著性水平下正向影响农民纯收入,但边际影响系数依次为 0.350、0.151 和 -0.047。农户人力资本水平高的地区农业科技化的农民增收效应较大;其次,西部省区农业经营规模化负向显著影响农民纯收入,东、中部省区农业经营规模化的农民增收效应不显著,但东部的边际影响系数(0.579)大于西部(0.094)。农业经营规模化对农民增收影响的差异与我国农村教育水平和农户人力资本存量分布相一致。农业结构

合理化对农民增收影响在东、中、西部省区都不显著,但边际影响系数也为东中西部省区依次递减,与我国农村教育水平和农户人力资本存量在东中西部地区差异也一致。即总体来看,我国农业现代化的农民增收效应在各省区的差异与我国农村教育水平和农户人力资本存量在各省区分布相同,农户人力资本存量越高地区,农业现代化的农民增收效应越显著。即前期的研究科学准确,农户人力资本存量调节农业现代化的农民增收效应。

4 结论与政策启示

该研究根据全国 30 个省区(西藏除外) 2001—2014 年面板数据,剖析农业现代化与农民增收关系;将农户人力资本存量引入农业现代化与农民增收研究框架,利用交互项检验方法探究农户人力资本存量在农业现代化作用农民增收中的调节方式及影响程度,得到以下结论:1)通过在农业生产中引入先进农机具、农业机电设备提升农业生产机械化和科技化水平和推动农业结构调整,实现农村地区农林牧渔结构合理化和高级化仅对农民收入水平增加产生微弱促进作用;推进农业经营产业化,实现农业规模化经营则一定程度抑制农民增收。2)通过加大农村地区人力资本投资水平,增强农户健康、知识、技能和迁移能力等人力资本存量可以显著提升农业生产科技化、农业经营规模化和农业结构合理化的农民增收效应。3)控制变量中,因二元经济结构,城乡固定资产投资和财政支出分配不均衡以及户籍及与之相关教育、医疗和社会保障制度城乡分割,农村固定资产投资水平、财政支农以及城镇化对农民增收作用均较弱。

基于以上分析,提出如下对策建议:首先应加大农村地区教育、医疗、通讯等基础设施投入力度,合理配置城乡之间教育、医疗、通讯资源,改善农村地区教育、医疗和通讯软硬件设施;其次,加强农村劳动力思想道德教育,转变农民“小农经济”思想,提升农民接受新知识、新技能的积极性和主动性;第三,进一步完善农村地区教育和培训体系,夯实农村地区十二年义务教育,提升农民文化知识水平。开展多层次、多形式的农业技能教育与培训,提升农民农业生产和经营技能。大力发展农村劳动力非农职业技能培训和教育,增强农民的非农就业能力;最后,深化户籍制度及与之

相关制度改革,扫除农村劳动力人力资本开发中的体制、机制和政策障碍,为农户人力资本投资提供完备的制度保障条件。

参考文献

- [1] 林毅夫. “三农”问题与我国农村的未来发展[J]. 农业经济问题, 2003(1): 19-24.
- [2] 蒋俊毅. 农业现代化与农民增收: 一个新的理论框架[J]. 农村经济, 2008(6): 56-58.
- [3] 李光明, 潘明明. 就业能力、择业预期与维吾尔族农村劳动力外出务工意愿[J]. 人口与经济, 2014(2): 30-38.
- [4] 西奥多·W·舒尔茨. 改造传统农业[M]. 上海: 商务印书馆, 1987.
- [5] 速水佑次郎, 弗农·拉坦. 农业发展的国际分析[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2001.
- [6] OTCHIA C S. Agricultural modernization, structural change and pro-poor growth: Policy options for the Democratic Republic of Congo[J]. Journal of Economic Structures, 2014, 3(1): 1-43.
- [7] 汪希成, 黄静静, 杨强. 新疆农业现代化与农民增收问题的实证分析[J]. 安徽行政学院学报, 2009, 25(3): 15-19.
- [8] 雷婷. 陕西省农业现代化对农民增收的关系研究[D]. 杨凌: 西北农林科技大学, 2010.
- [9] 占纪文. 福建省城镇化发展、农业现代化与农民收入增长关系的动态计量经济分析[J]. 中国农学通报, 2011, 27(30): 307-312.
- [10] 黄祖梅. 农业现代化、城镇化和农民收入增长关系实证研究[J]. 统计与决策, 2016(20): 106-109.
- [11] 孙致陆, 周加来. 城市化、农业现代化与农民收入增加[J]. 广西财经学院学报, 2009, 22(6): 6-10.
- [12] 李录堂, 薛继亮. 我国农业生产率与农业现代化的关系研究[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2009, 11(6): 15-19.
- [13] 滕卫双. 河南农民素质探究与农业现代化建设[J]. 党史文苑, 2010(12): 61-62.
- [14] 钟成林, 巢文. 人力资本视角下的农业现代化与农民增收[J]. 重庆工商大学学报(社会科学版), 2013, 30(6): 61-68.
- [15] 黄庆华, 姜松, 曹峰林. 人力资本对农业现代化的影响及动态转换实证[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(2): 93-101.

Analysis on Relationship Between Agricultural Modernization and Farmers' Income and Regulation of Farmers' Human Capital Stock

GONG Xinshu, PAN Mingming

(College of Economics and Management, Shihezi University, Shihezi, Xinjiang 832000)

doi:10.11937/bfyy.20171719

省域农业科研投资增产效应的空间溢出性分析

孔令成^{1,2}, 余家凤^{1,2}, 易发云³

(1. 长江大学 经济学院, 湖北 荆州 434023; 2. 湖北农村发展研究中心, 湖北 荆州 434023;

3. 荆州市财政局, 湖北 荆州 434025)

摘要:基于1998—2015年省级面板数据,利用空间面板模型对省域农业科研投资增产效应的空间溢出性进行了实证分析。结果表明:农业科研投资和粮食产量均存在着较强的空间集聚性;农业科研投资具有明显的空间溢出和扩散效应,但对粮食产量却没有显著的影响。为了有效挖掘农业科研投资增产的潜力,提出了重构农业科研投资布局、调整优化财政支农支出结构以及强化农业科研成果转化能力等对策建议。

关键词:农业科研投资;粮食产量;空间溢出

中图分类号:F 323.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-0009(2017)23-0218-07

“有粮不慌,少粮无粮则不稳”,将“饭碗牢牢端在手中”始终是搞好国计民生的首要战略选择。自2003年以来,由于强农、惠农、富农政策的刺

激以及现代农业科技的进步,我国粮食产量获得了长足的增长,2003—2015年粮食生产罕见地实现了“十二连增”,粮食产量从43 069.5万t增至62 143.5万t,年均增长率达3.10%,成绩尤为喜人,但与此同时困难也日益凸显。一方面,随着我国人口持续增长以及城乡居民由于生活条件改善而升级了其消费结构,因而进一步强化了对粮食的刚性需求;另一方面,伴随着工业化、城镇化进程的深入推进,农田总量会持续减少,加之由于化肥、农药等带来的面源污染逐步降低了土壤肥力,从总体上进一步削弱了粮食的供给能力,致使我国粮食供求紧平衡、弱平衡的状况仍未改变,“保增长、调结构”的压力依旧巨大。如何有效突

第一作者简介:孔令成(1987-),男,湖北仙桃人,博士,讲师,现主要从事农业经营与管理等研究工作。E-mail: konglingcheng110@sina.com.

责任作者:余家凤(1965-),男,湖北洪湖人,硕士,教授,硕士生导师,现主要从事财税理论与政策等研究工作。E-mail:549689059@qq.com.

基金项目:湖北省教育厅人文社会科学研究资助项目(15D019);长江大学社会科学基金资助项目(2016csy002)。

收稿日期:2017-07-13

Abstract: This study explored the relationship between agricultural modernization and farmers' income and the regulation of farmer's human capital stock based on panel data for 30 provinces from 2001 to 2014. The results showed that, scientific and technicalization of agricultural production and rationalization of agricultural institutions weakly promoted farmers' income, and the scale of agricultural management restrained farmers' income. Farmers' human capital stocks had a regulating effect on farmers' income increase in agricultural modernization. Enhancing farmers' human capital stock could promote the effect of increasing farmers' income in agriculture. Based on the above analysis, the study put forward the countermeasures and suggestions for the development of human capital to promote the effect of increasing farmers' income by agricultural modernization.

Keywords: agricultural modernization; farmers' human capital stock; farmers' income; interactive test