

doi:10.3969/j.issn.1674-8131.2011.03.004

农业机械化与农民收入关系研究^{*}

——基于中国省级面板的实证分析

许广月

(河南大学 经济学院产业经济与农村发展研究所,河南 开封 475004)

摘要:利用面板单位根、协整检验方法和面板误差纠正模型,根据中国30个省份1978—2007年的面板数据,对农业机械化与农民收入的关系进行实证研究,结果表明:农业技术进步与农民收入间存在长期均衡关系。从短期来看,东部地区存在从农民收入到农业机械化的单向因果关系,中部地区和西部地区不存在任何方向的因果关系;从长期来看,东部和西部地区存在农业机械化和农民收入的双向因果关系,而中部地区存在从农业机械化到农民收入的单向因果关系。国家在制定相关的政策时,要从技术进步对农民增收的长期效应入手,并且要综合考虑各个地区农业机械化与农民收入间不同的因果关系。

关键词:农业机械化;农民收入;农业技术进步;农民增收;面板误差纠正模型

中图分类号:F232.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2011)03-0018-08

Research on the Relationship between Agricultural Mechanization and Peasant's Income

— Empirical Analysis Based on the Provincial Panel Data of China

XU Guang-yue

(*Institute of Industrial Economics and Rural Development, School of Economics, Henan University, Henan Kaifeng 475004, China*)

Abstract: By using the panel unit root, co-integration test and panel-based error correction models, according to provincial panel data of 30 provinces and municipalities of China during 1978-2007, this paper makes empirical studies on the relationship between agricultural mechanization and peasants' income, the results show that there is long-run equilibrium relationship between agricultural technical progress and peasants' income, that from short-term view, there is unidirectional causality from peasants' income to agricultural mechanization in the east region, however, there is no any causality in any direction in the middle and west region, and that from long-term view, there is bidirectional causality between agricultural mechanization and peasants' income in the east and west region, however, there is unidirectional causality from agricultural mechanization to peasants' income in the middle region. When making relative policies, Chinese Government should start with technical progress to highlight long-term effect of peasants' income growth and comprehensively consider different causalities in different regions between agricultural mechanization and peasants' income.

Key words: agricultural mechanization; income of the farmers; agricultural technical progress; peasants' income growth; panel-based error correction model

* 收稿日期:2011-01-24;修回日期:2011-04-02

基金项目:河南大学博士启动基金

作者简介:许广月(1982—),男,山东冠县人;副教授,博士,在河南大学经济学院产业经济与农村发展研究所工作,主要从事发展经济学、农业经济学的研究。

一、引言

农民增收是“三农”问题的核心,也是新农村建设的着力点,更是城乡统筹的落脚点。但是近年来农民增收缓慢,城乡收入差距不断扩大,已是当前我国农业和农村经济发展中最突出的问题之一。农民收入问题事实上已成为我国社会经济持续发展的制约因素和重要瓶颈(黄祖辉等,2003),如何提高农民的收入已成为政府部门和学术界关注的焦点。

国内学术界就农民增收问题,从不同角度进行了广泛的探讨和深入的研究。目前,学者们基本上形成了以下几种观点:

一是制度创新增收论。这一观点认为制度是影响农民收入水平的重要内生变量,有效制度供给不足严重制约了我国农民收入的增长;要有效促进农民增收,必须进行制度创新,具体包括农地制度、农产品流通制度、农村公共产品供给制度、农村金融制度、户籍制度、财政转移支付制度、联产承包制度、劳动力市场制度、农村社会保障制度、农民合作组织制度和农村精神文明建设等(梁睿,2007;祝爱武等,2007;林瑜胜,2007)。

二是财政支农增收论。该观点认为财政支农对于农民增收作用非常显著,是农民收入增加的可靠保障。杜玉红等(2006)认为农村财政资金的数量与结构是农民收入增长的制约因素;李焕彰等(2004)运用格兰杰因果检验法验证了财政支农支出增长和农业产出增长之间的关系,并且利用生产函数测定出财政支农各类支出的边际产出效应。

三是人力资本投资增收论。这一观点把舒尔茨的人力资本理论应用到农民增收的问题上,认为人力资本投资可以促进农民增收。“完善农村义务教育财政保障机制”课题组(2005)认为普及农村义务教育是提高农村劳动力素质,提高农业生产率,最终提高农村居民收入的根本所在。李晓嘉等(2008)采用有代表性的全国调查数据(CHNS),从农村义务教育对于农民非农业和农业两部分收入的影响入手,从实证角度侧重考察农村义务教育对农民收入的影响;王国敏等(2006)进一步指出农民教育的边际收益呈明显递增趋势,农村基础教育普及率每提高1%,可使农民整体收入增长10.25%。

四是城市化推进增收论。该观点并不认为城市化就要牺牲农民和农村的利益,相反,城市化可以推

进农民增收。宋元梁等(2005)在建立向量自回归模型的基础上,运用脉冲响应函数和预测方差分解刻画了城镇化发展与农民收入增长之间的动态相关性,指出我国城镇化发展与农民收入增长之间存在着较强的正向交互响应作用,而且其长期的响应作用程度更显著、更稳定。与他们得出一致结论的还有李美洲等(2007)和张新前等(2007)。

五是剩余劳动力流动增收论。蔡昉等(2006)以劳动力转移为中心研究了增加农民收入问题,他们认为劳动力转移、劳动力市场的调节有利于提高农民的总收入水平,缩小城乡之间、地区之间的收入差距,也有利于制定直接针对“三农”问题的政策和影响农民增收的宏观经济政策。

以上学者们的深入研究,为农民增收提供了参考价值。但是作为对经济增长和社会发展起到巨大作用的技术进步却没有得到足够的重视和研究。从技术进步的角度分析农民收入问题的研究还不多,即使有也只是把技术进步当作影响农民收入的一个外生变量来研究(黄祖辉等,2003)。农业技术进步在农民增收中扮演着什么角色,这是个非常重要但又颇有争议的问题。

早在1958年,威拉德·科克伦提出了“农业踏车效应”,详细研究了技术进步对农民收入的影响。由于技术进步,成本函数下移,从而引起供给函数右移,总的经济福利会上升,而总福利在消费者和生产者之间的分配取决于需求和供给的价格弹性。由于农产品的需求价格弹性非常低,产品价格由于供给增加会急剧下降,这就会导致农民的收入降低。这样看来,在“农业踏车效应”的作用下,由于农产品的需求弹性低,技术进步势必导致农民收入下降。

遵循该理论,我国学者黄祖辉等(2003)认为我国的农业技术进步导致“农业踏车效应”的产生,会减少农民收入;刘进宝等(2004)认为当农产品需求价格弹性小于供给价格弹性,且供给价格弹性与需求价格弹性之差介于0和1之间时,农业技术进步将对农民农业收入增长产生负面影响,并且得出农业技术进步与农民农业收入增长弱相关性的结论;俞培果等(2007)进一步指出提高政府农业科技投入不能从整体上使农民收入提高,其主要受益者是非农居民,从而扩大城乡收入差距。但是,也有一些学者认为科技进步是拉动农民增收、农业增效诸

因素中不可忽视的长效因素。

农业技术进步究竟在是否能够促进农民增收,这是个亟须解决的问题。基于此,本文首先从理论上界定了农业机械化与农民收入之间的关系,然后运用面板单位根、协整和因果检验方法,利用我国1978—2007年的数据,实证分析农业机械化与农民收入的关系,为当前的争议提供解决途径,进一步深化对农民增收的认识。

二、理论、方法与数据

从经济学理论上讲,以农业机械化为代表的农业技术进步与农民收入之间存在着极为密切的双向联系。

一方面,农业技术进步通过三种机制影响农民收入水平,其一是农产品价格机制,其原理为:农业技术进步影响农产品数量和质量,进而影响农产品价格,从而影响农民收入水平。首先,当存在农产品技术进步时,农产品数量得到增加,在一定条件下,农产品价格下降,由于农产品的供给弹性和需求弹性较小,农业技术进步导致的农产品产量的增加效果远远小于农产品价格下降的效果,所以,农民收入水平呈现下降的趋势。其次,农业技术进步通过影响农产品质量作用于农产品价格,进而影响农民收入水平。农业技术进步有助于提高农产品质量,增加农产品新品种,新品种产品的供给弹性和需求弹性比较大,农产品的价格上升,这样,农民收入水平得以提高。其二,就业分配机制,其原理为:农业技术进步使得农民提高了农业生产效率,节约了农民的劳动时间,农民从而有更多的劳动时间从事“副业”,例如离土不离乡的就近就业、候鸟式的迁徙就业等,这些就业分配机制都提高了农民的收入水平。其三,农业规模经营机制。农业技术进步有利于实现农业的规模效益,从而提高农民收入水平。农业技术进步,特别是机械化生产,极大地促进了农业规模化经营,农民通过农业规模化经营取得了规模收益,远远大于农民个体经营所取得的收益。综上可知,农业技术进步对农民收入的影响是比较复杂的,农业技术进步尽管存在不利于农民收入提高的效应,但是总体上还是有利于提高农民收入水平的。

另一方面,农民收入正向促进农业技术进步。农民随着收入水平的提高,会加大对以农机为代表的农业机械的需求,从而有助于提高农业技术进

步。以我国为例,我国经过三十余年的改革开放,农民收入水平得到大幅度提高,同时,由于对农业技术需求的增加,农业机械化水平明显提高,规模化经营范围明显扩大。

上述对农业技术进步与农民收入关系的理论研究为两者的实证研究奠定基础。本文采取面板单位根、协整和因果方法实证分析农业机械化与农民收入间的关系。基本思路包括三步:首先,面板单位根检验,分析面板数据的稳定性,为协整分析奠定基础;其次,面板协整分析,检验农业机械化是否与农民收入存在长期的均衡关系;最后,一旦确立了农业机械化和农民收入存在长期均衡关系,应用面板误差纠正模型进行短期和长期的因果关系检验。具体方法可参看许广月(2009)的文献。本文构建下面的面板误差纠正模型:

$$d \ln RI_{it} = \alpha_1 + \sum_{l=1}^m \gamma_{1l} d \ln RI_{it-l} + \sum_{l=1}^m \beta_{1l} d \ln RA_{it-l} + \lambda_{y_i} ECM_{it-1} + u_{1it} \quad (1)$$

$$d \ln RA_{it} = \alpha_2 + \sum_{l=1}^m \beta_{2l} d \ln RA_{it-l} + \sum_{l=1}^m \gamma_{2l} d \ln RI_{it-l} + \lambda_{A_i} ECM_{it-1} + u_{2it} \quad (2)$$

式(1)和式(2)中, d 表示一阶差分运算, ECM_{it-1} 表示长期均衡误差的滞后项。如果 λ_{y_i} 、 λ_{A_i} 为零被拒绝,说明误差修正机制产生,农业机械化与农民收入存在长期的因果关系,反之则不存在。如果 β_{1l} 、 γ_{2l} 为零被拒绝,说明短期因果关系成立,反之则无短期因果关系。

在农民收入指标的选择上,鉴于数据的来源和可获得性,本文选取农村居民人均纯收入来表示,单位为元。本文用农业机械化总动力指标表示农业机械化程度,单位为万千瓦,农业机械化总动力越大,农业机械化程度越高。所有数据来自于《新中国五十五年统计资料汇编》、2006—2008年的《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》,样本区间为1978—2007年。为剔除物价水平变动的影响,将各年度农村居民人均纯收入折算为1978年可比价。同时,为消除可能存在的异方差,对两个指标进行自然对数处理,分别记为 $\ln RI$ 和 $\ln RA$ 。

由于各区域农村经济发展水平和农村技术状况之间存在较大差异,为此,本文基于区域经济理论及统计年鉴的划分方法,将我国分为东、中、西部

地区并分别进行考察。其中东部地区包括辽宁、河北、北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南 11 个省(市);中部地区包括吉林、黑龙江、山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省;西部地区包括内蒙古、陕西、青海、宁夏、新疆、甘肃、重庆、四川、贵州、云南、广西 11 个省(市、自治区)。由于数据不连贯的限制,本文没有包括西藏自治区。

三、实证结果及分析

1. 面板单位根检验

利用 IPS、ADF-Fisher 和 PP-Fisher 三种检验方

法,对 $\ln RI$ 和 $\ln RA$ 进行分析平稳性检验,分析结果见表 1、表 2 和表 3。表 1、表 2 和表 3 分别表明,东、中和西部地区的 $\ln RI$ 和 $\ln RA$ 的水平值经过三种方法检验,均有单位根。但是经过一阶差分后,用同样方法检验,发现东、中和西部地区的 $\ln RI$ 和 $\ln RA$ 的一阶差分值(无论是含有截距项,还是含有截距项和时间趋势项)大多数在 5% 的显著性水平上通过显著性检验,因此,可以认为就东部、中部和西部地区而言, $\ln RI$ 和 $\ln RA$ 都是一阶单整 $I(1)$ 。

表 1 东部地区面板单位根检验结果

变量	统计量			检验形式 (c, t, k)
	Im, Pesaran and Shin W-stat	ADF-Fisher Chi-square	PP-Fisher Chi-square	
$\ln RI$	0.07(0.53)	16.72(0.78)	18.39(0.68)	$(c, 0, 2)$
	1.30(0.90)	18.97(0.65)	17.69(0.72)	$(c, t, 2)$
	—	0.80(1.00)	0.16(1.00)	$(0, 0, 2)$
$d \ln RI$	-10.70(0.00)	136.05(0.00)	152.83(0.00)	$(c, 0, 1)$
	-11.02(0.00)	159.56(0.00)	160.62(0.00)	$(c, t, 1)$
	—	126.26(0.00)	122.54(0.00)	$(0, 0, 1)$
$\ln RA$	0.35(0.64)	23.29(0.39)	92.82(0.00)	$(c, 0, 2)$
	0.76(0.78)	17.13(0.76)	51.08(0.00)	$(c, t, 2)$
	—	4.40(1.00)	3.34(1.00)	$(0, 0, 2)$
$d \ln RA$	-5.49(0.00)	70.20(0.00)	74.29(0.00)	$(c, 0, 2)$
	-3.76(0.00)	58.69(0.00)	112.17(0.00)	$(c, t, 2)$
	—	94.03(0.00)	89.95(0.00)	$(0, 0, 2)$

注:(1)括号内为统计量相应的 P 值;(2) c 表示截距项, t 表示时间趋势项, k 表示滞后阶数,下同。

表 2 中部地区面板单位根检验结果

变量	统计量			检验形式 (c, t, k)
	Im, Pesaran and Shin W-stat	ADF-Fisher Chi-square	PP-Fisher Chi-square	
$\ln RI$	1.56(0.94)	4.59(1.00)	6.35(0.98)	$(c, 0, 2)$
	-1.75(0.04)	21.94(0.15)	12.60(0.70)	$(c, t, 2)$
	—	0.67(1.00)	0.04(1.00)	$(0, 0, 2)$
$d \ln RI$	-4.74(0.00)	50.15(0.00)	105.93(0.00)	$(c, 0, 2)$
	-2.82(0.00)	30.11(0.02)	78.32(0.00)	$(c, t, 2)$
	—	39.23(0.00)	86.06(0.00)	$(0, 0, 2)$

续表

变量	统计量			检验形式(c,t,k)
	Im, Pesaran and Shin W-stat	ADF-Fisher Chi-square	PP-Fisher Chi-square	
	5.66(1.00)	2.13(1.00)	9.84(0.87)	(c,0,2)
ln RA	1.57(0.94)	7.88(0.95)	13.06(0.67)	(c,t,2)
	—	0.15(1.00)	0.00(1.00)	(0,0,2)
	-7.94(0.00)	89.32(0.00)	90.35(0.00)	(c,0,2)
d ln RA	-6.56(0.00)	67.84(0.00)	69.94(0.00)	(c,t,2)
	—	35.61(0.00)	49.38(0.00)	(0,0,2)

表3 西部地区面板单位根检验结果

变量	统计量			检验形式(c,t,k)
	Im, Pesaran and Shin W-stat	ADF-Fisher Chi-square	PP-Fisher Chi-square	
	1.95(0.97)	7.98(0.99)	8.34(0.99)	(c,0,2)
ln RI	-2.46(0.01)	38.10(0.02)	14.42(0.89)	(c,t,2)
	—	0.39(1.00)	0.04(1.00)	(0,0,2)
	-9.94(0.00)	129.63(0.00)	127.63(0.00)	(c,0,2)
d ln RI	-8.04(0.00)	96.90(0.00)	95.24(0.00)	(c,t,2)
	—	72.59(0.00)	83.07(0.00)	(0,0,1)
	4.81(1.00)	8.28(1.00)	60.50(0.00)	(c,0,1)
ln RA	1.81(0.96)	18.59(0.67)	87.93(0.00)	(c,t,1)
	—	0.01(1.00)	0.00(1.00)	(0,0,1)
	-13.58(0.00)	178.56(0.00)	191.54(0.00)	(c,0,2)
d ln RA	-12.58(0.00)	172.06(0.00)	241.32(0.00)	(c,t,2)
	—	49.87(0.00)	91.89(0.00)	(0,0,2)

2. 面板协整检验

通过面板数据单位根检验,东、中、西部地区的 ln RI 和 ln RA 两个变量均表现为一阶单整 I(1),因此两变量间存在协整关系的可能。本文利用 Kao 残差协整检验和 Johansen Fisher 协整检验两种检验

方法对农业机械化和农民收入间是否存在长期协整关系进行验证,检验结果见表4。从表4可以看出,东部、中部和西部地区中大多数统计量在1%的显著性水平上显著不为零,因此 ln RI 和 ln RA 存在长期协整关系。

表4 面板协整检验结果

统计量	东部	中部	西部	
Kao 残差协整检验的统计量		1.47(0.07)	-3.70(0.00)	-3.38(0.00)
Johansen Fisher 协整检验的统计量	迹统计量	89.06(0.00)	59.98(0.00)	111.9(0.00)
	最大特征值统计量	41.36(0.01)	56.26(0.00)	108.7(0.00)

注:(1)协整检验不含确定趋势项。(2)括号内为相应的 P 值。(3)东部、中部和西部地区 Kao 残差协整检验中,不含确定趋势项,滞后阶数为2;Johansen-Fisher 协整检验中包含线性确定性趋势项。

3. 面板因果关系检验

由面板协整检验,得知东、中、西部地区的 $\ln RI$ 和 $\ln RA$ 之间存在长期协整关系,协整关系仅代表 $\ln RI$ 和 $\ln RA$ 存在至少一个方向的因果关系,但是具体的因果关系方向不得而知。所以,

必须在长期协整分析的基础上,构建面板误差纠正模型,分析 $\ln RI$ 和 $\ln RA$ 具体的因果关系方向。通过构建面板动态误差纠正模型(该模型的估计结果见表5),检验二者的因果关系,检验结果见表6。

表5 面板动态误差纠正模型结果

变量	东部		中部		西部	
	检验式(1)	检验式(2)	检验式(1)	检验式(2)	检验式(1)	检验式(2)
C	0.17(0.00)	0.02(0.00)	0.14(0.00)	0.01(0.49)	0.09(0.00)	0.04(0.00)
$d \ln RI(-1)$	-0.29(0.00)	0.03(0.00)	-0.04(0.58)	-0.003(0.85)	0.02(0.66)	0.004(0.00)
$d \ln RI(-2)$	0.03(0.61)	0.01(0.55)	-0.09(0.15)	0.12(0.00)	-0.04(0.93)	0.02(0.32)
$d \ln RA(-1)$	-0.12(0.07)	0.34(0.00)	-0.02(0.84)	0.26(0.00)	0.004(0.96)	0.23(0.00)
$d \ln RA(-2)$	0.04(0.54)	0.09(0.08)	-0.14(0.12)	0.14(0.03)	-0.06(0.40)	0.003(0.92)
ECM	-0.02(0.01)	-0.001(0.11)	-0.02(0.02)	0.01(0.13)	-0.01(0.03)	0.005(0.01)
调整的 R^2	0.10	0.37	0.22	0.11	0.02	0.10
F	7.65	38.37	2.05	6.22	1.11	7.60

注:检验式(1)对应于式(1),检验式(2)对应于式(2),括号内为相应的 P 值。

表6 面板因果关系检验

地区	变量	短期因果关系		长期因果关系
		$d \ln RI$	$d \ln RA$	ECM
东部	$d \ln RI$	—	$F = 1.71(0.18)$	$F = 7.29(0.01)$
	$d \ln RA$	$F = 5.41(0.00)$	—	$F = 24.85(0.00)$
中部	$d \ln RI$	—	$F = 1.31(0.27)$	$F = 5.45(0.02)$
	$d \ln RA$	$F = 0.25(0.78)$	—	$F = 2.29(0.13)$
西部	$d \ln RI$	—	$F = 0.38(0.68)$	$F = 4.60(0.03)$
	$d \ln RA$	$F = 0.54(0.58)$	—	$F = 6.70(0.01)$

注:括号内为与 F 值相对应的 P 值。

(1) 东部地区面板因果关系分析

在短期“农业机械化不是农民收入的 Granger 因果关系”的检验中, $d \ln RA(-1)$ 和 $d \ln RA(-2)$ 估计系数在 5% 的水平上都不显著,并且两者联合检验的 F 值为 1.71,其对应的 P 值为 0.18,所以接受“农业机械化不是农民收入因果关系”的原假设;而在长期因果关系的检验中, F 值 7.29,其对应的 P 值为 0.01,拒绝“农业机械化不是农民收入 Granger 因果关系”的原假设。

在短期“农民收入不是农业机械化的 Granger 因果关系”检验中, F 值为 5.41,其对应的 P 值为 0.00,说明在 1% 的显著水平上,拒绝“农民收入不是农业机械化的 Granger 因果关系”的原假设;在长期因果关系的检验中, F 值为 24.85,对应的 P 值为 0.00,这说明无论是在 1%、5% 显著性水平上,还是在 10% 的显著性水平上,都拒绝“农民收入不是农业机械化的 Granger 因果关系”的原假设。

所以,总体而言,短期内东部地区存在从农民

收入到农业机械化的单向因果关系,而长期则存在农业机械化和农民收入的双向因果关系。

(2) 中部地区面板因果关系分析

在短期“农业机械化不是农民收入的 Granger 因果关系”的检验中, $d \ln RA(-1)$ 和 $d \ln RA(-2)$ 估计系数在 10% 的显著性水平上均显著为零,且两者的联合检验的 F 值为 1.31,其对应的 P 值为 0.27,这说明在 10% 的显著水平下,接受“农业机械化不是农民收入的 Granger 因果关系”的原假设,而长期的检验中, ECM 的系数在 5% 的显著性水平上显著不为零,拒绝“农业机械化不是农民收入的 Granger 因果关系”的原假设;这说明短期内农业机械化不是农民收入的原因,长期内农业机械化是农民收入的原因。

在短期“农民收入不是农业机械化的 Granger 因果关系”检验中, $d \ln RI(-2)$ 的系数在 1% 的显著性水平上不为零,但是 $\ln RI(-1)$ 和 $\ln RI(-2)$ 两者的联合检验的 F 值为 0.25;在长期因果关系的检验中, ECM 的系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上均为零,这意味着短期和长期内均接受“农民收入不是农业机械化的 Granger 因果关系”的原假设。

所以,总体而言,短期内中部地区不存在农业机械化与农民收入任何方向的因果关系,而长期中存在从农业机械化到农民收入的单向因果关系。

(3) 西部地区面板因果关系分析

在短期“农业机械化不是农民收入的 Granger 因果关系”的检验中, $d \ln RA(-1)$ 和 $d \ln RA(-2)$ 估计系数在 10% 的显著性水平上均显著为零,且两者的联合检验的 F 值为 0.38,这说明在 10% 的显著水平下,接受“农业机械化不是农民收入的 Granger 因果关系”的原假设;而在长期的检验中, ECM 的系数在 5% 的显著性水平上显著不为零,拒绝“农业机械化不是农民收入的 Granger 因果关系”原假设。

在短期“农民收入不是农业机械化的 Granger 因果关系”检验中, $d \ln RI(-1)$ 的系数在 1% 的显著性水平上显著不为零, $d \ln RGDP(-2)$ 的系数在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上都显著为零,意味着接受“农民收入不是农业机械化的 Granger 因果关系”的原假设;而在长期的检验中, ECM 的系数在 1% 的显著性水平上均不为零, F 值为 6.7,意味着拒绝“农民收入不是技术进步的 Granger 因果关系”

的原假设。

由以上分析可以得知,在西部地区中,短期内农业机械化和农民收入间不存在任何方向的因果关系,而长期内存在农业机械化和农民收入的双向因果关系。

四、结论与政策建议

本文利用最新的面板单位根、面板协整和因果关系检验方法,通过构建农业机械化和农民收入两变量的面板计量模型,依据我国省级 1978—2007 年的样本数据,检验与分析了农业机械化和农民收入的因果关系。结论是:第一,东部地区、中部地区和西部地区中 $\ln RI$ 和 $\ln RA$ 两变量均为 1 阶单整数列;第二,东部地区、中部地区和西部地区中 $\ln RI$ 和 $\ln RA$ 两变量存在长期协整关系;第三,从短期来看,东部地区存在从农民收入到农业机械化的单向因果关系;中部地区和西部地区不存在农业机械化和农民收入间任何方向的因果关系;从长期来看,东部和西部地区存在农业机械化和农民收入的双向因果关系,而中部地区存在从农业机械化到农民收入的单向因果关系。

基于以上的分析,本文给出一些相关政策建议:

首先,从短期来看,尽管中部地区和西部地区不存在农业机械化和农民收入的任何方向的因果关系,但是从长期来看,无论是东部地区、中部地区,还是西部地区,都存在从农业机械化到农民收入的单向因果关系。这说明农业机械化还是有助于农民增收的。因此,应该加大农业科研投入力度,实现技术进步和农民收入的长期均衡增长。

其次,从区域来看:(1)东部地区是全国经济发展较早并且基础较好的地区,随着农民收入的提高,他们会购买农机,逐步提高农业的机械化水平,提高农业的技术水平与程度。随着时间的推移,农业机械化最终有助于农民收入的提高,达到农业机械化与农民收入的长期协整状态。由于长期中农业机械化与农民收入存在双向因果关系,所以,这样就可以形成农业机械化—农民收入提高—农业机械化的良性循环。(2)中部地区是我国粮食主产区,但是短期内既不存在从农业机械化到农民收入的单向因果关系,也不存在从农民收入到农业机械化的单向因果关系。而长期中存在从农业机械化到农民收入的单向因果关系,因此国家在实施“中部崛起”战略的同时,必须加大粮食主产区农业机

械化的投入力度,适当制定合理的激励措施,如对个体农户购买农机、进行农业技术推广等给予直接的财政补贴,实现农业机械化外部性问题的“内部化”。(3)西部地区是贫困落后地区,农民收入低下。农业机械化与农民收入间存在长期协整关系,并且两者存在双向因果关系,因此,在推进西部大开发的过程中,要十分注意农业技术投入的长期效应,避免短期行为。

总之,从长期来看,农业机械化对农民增收具有十分重要的影响,国家在制定相关的政策时,要综合考虑各个地区的经济社会发展实际情况,特别是从技术进步对农民增收的长期效应入手,并且要综合考虑各个地区农业机械化与农民收入间不同的因果关系。

本文探讨了农业机械化与农民收入之间的关系,这为深入研究我国在推进农业机械化进程中的农民增收效应提供了证据支撑。但是,本文存在两点不足:第一,从影响农民收入水平的因素看,不仅仅只有农业机械化才影响农民的收入水平,还应该包括制度、技术、土地、劳动力流动等因素。第二,本文尚未考虑到农业机械化水平的高低与人均耕地规模间的关联,没有深入研究影响农业机械化程度或者水平的因素。这将成为今后继续研究的方向。

参考文献:

- 蔡昉,等. 2006. 农村发展与增加农民收入[M]. 北京:中国劳动社会保障出版社.
- 杜玉红,黄小舟. 2006. 财政资金农业支出与农民收入关系研究[J]. 统计研究(9):74-77.
- 黄俊. 2006. 农业科技在农民增收中的有效供给问题初探[J]. 科技进步与对策(3):143-144.
- 黄祖辉,钱峰燕. 2003. 技术进步对我国农民收入的影响及对

- 策分析[J]. 中国农村经济(12):11-17.
- 李焕彰,钱忠好. 2004. 财政支农政策与中国农业增长:因果与结构分析[J]. 中国农村经济(8):83-88.
- 李美洲,韩兆洲. 2007. 城镇化和工业化对农民增收的影响机制[J]. 财贸研究(2):52-58.
- 李晓嘉,刘鹏. 2008. 现阶段农村义务教育影响农民增收的实证研究[J]. 东北财经大学学报(1):9-12.
- 梁睿. 2007. 农民增收问题的制度经济学解析[J]. 学术交流(8):78-80.
- 林德明. 2007. 科技对农民增收贡献的实证研究——以苏州农村为例[J]. 经济管理(4):38-42.
- 林瑜胜. 2007. 影响我国农民增收的制度性因素及其社会后果分析[J]. 东岳论丛(3):151-155.
- 刘进宝,刘洪. 2004. 农业技术进步与农民农业收入增长弱相关性分析[J]. 中国农村经济(9):26-37.
- 宋元梁,肖卫东. 2005. 中国城镇化发展与农民收入增长关系的动态计量经济分析[J]. 数量经济技术经济研究(9):03-93.
- “完善农村义务教育财政保障机制”课题组. 2005. 普及农村义务教育对农民增收的实证分析[J]. 中国农村经济(9):10-17.
- 王国敏,周庆元. 2006. 农民增收与农村基础教育:理论分析与实证研究[J]. 四川大学学报(哲学社会科学版)(3):45-50.
- 许广月. 2009. 能源消费与经济增长因果关系研究——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 西部论坛(6):45-52.
- 俞培果,蒋葵. 2006. 农业科技投入的价格效应和分配效应探析[J]. 中国农村经济(7):54-71.
- 张新前,胡日东. 2007. 我国农村工业化与农民收入增长关系的动态分析[J]. 经济问题探索(5):29-33.
- 祝爱武,李似鸿,曾斌. 2007. 农民增收的制度约束及其“矫正”[J]. 经济管理(8):86-90.

(编辑:夏冬;校对:段文娟)