

农业技术进步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

(华中科技大学 经济学院, 湖北 武汉 430074)

摘要: 本文利用面板单位根、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, 对农业技术进步与农民收入的关系进行了实证研究, 结果表明: (1) 农业技术进步与农民收入间存在长期均衡关系。(2) 从短期来看, 东部地区存在从农民收入到农业技术进步的单向因果关系; 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技术进步和农民收入的双向因果关系, 而中部地区存在从农业技术进步到农民收入的单向因果关系。在此基础上, 本文提出了一些有针对性的政策建议。

关键词: 农业技术进步; 农民收入; 面板误差纠正模型

中图分类号: F30

文献标识码: A

一、文献综述与问题的提出

农民增收是“三农”问题的核心, 也是新农村建设的着力点(王海滨, 2007), 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、钱峰燕, 2003), 如何提高农民的收入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:

1. 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制度的创新(梁睿, 2007; 祝爱武、李似鸿、曾斌, 2007; 林瑜胜, 2007)。

2. 财政支农增收论。该观点一致认为财政支农对于农民增收非常显著, 是农民收入增加的可靠保障。杜玉红、黄小舟(2006)认为农村财政资金的数量与结构成为农民收入的制约因素; 李焕彰、钱忠好(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。

3. 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、刘鹏(2008)采用有代表性的全国调查数据(CHNS), 从农村义务教育

* 许广月, 华中科技大学经济学院博士研究生。

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、周庆元（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%。

4. 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、肖卫东（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高阔、胡凯（2007），齐红倩（2002），李美洲、韩兆洲（2007），张新前、胡日东（2007）等。

5. 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，为农民增收提供了重要的参考价值。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分析还不多，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、钱峰燕，2003）。技术进步在农民增收中扮演着什么的角色，这是个非常重要但是颇有争议的问题。

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，成本函数的下移，从而引起供给函数的右移，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。由于农产品有非常低的需求价格弹性的宿命，产品价格由于供给增加会急剧下降，这就会导致农民的净损失，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、钱峰燕（2003）认为我国的农业技术进步导致“农业踏车效应”的产生，农民收入会减少；刘进宝、刘洪（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、蒋葵（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，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（黄俊，2006；董全瑞、韩凤朝，2006）。

农业技术进步究竟在是否能够促进农民增收，这是个亟需解决的问题。基于此，本文运用最新发展起来的面板单位根、协整和因果检验方法，利用我国 1978-2007 年的数据，实证分析农业技术进步与农民收入的关系，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、数据与方法

（一）数据

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。而在农业技术进步指标的选择上，目前尚未达成共识。考虑到技术进步对农民增收是弱相关，可能是因为技术进步没有包括隐含在物质资本中的技术进步因素如机

械化等（林德明，2007），所以，本文选取农业机械化总动力表示农业技术进步的程度，单位为万千瓦，农业机械化总动力越大，农业技术进步程度越高。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、自治区）；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（自治区）；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。

（二）方法

本文采取面板单位根、协整和因果方法来分析农业技术进步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，检验农业技术进步与农民收入是否存在长期的均衡关系。最后，一旦确立了农业技术进步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。

1、面板单位根检验

为了避免伪回归，本文综合利用 IPS、ADF – Fisher 和 PP – Fisher 三种检验方法对变量指标进行单位根检验，这样就可以克服选择一种方法进行检验所带来的偏差。

2、面板协整关系检验

第二步是利用面板协整检验分析农业技术进步与农民收入的长期均衡关系。根据面板单位根检验，如果面板单位根检验结果为水平数列存在单位根，则这些数据为非平稳数列。虽然一些经济变量本身是非平稳序列，但是它们的线性组合却是平稳序列，经过线性组合后平稳的序列具有协整关系。

一般而言，计量经济学中常用的协整检验主要包括两大类：其一是基于回归系数的协整检验，如 Johansen 协整检验；其二是基于回归残差的协整检验，如 CRDW 检验、DF 检验、ADF 检验等。把协整检验的原理应用到面板数据，则面板协整检验产生。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技术进步和农民收入间是否存在长期协整关系进行验证。

3、面板数据误差纠正模型及因果关系检验

如果存在长期协整关系，只表明变量间存在至少一个方向的因果关系，但是，变量间因果关系的具体方向是不明确的。为此必须在前两步的基础上采用 E-G 两步法程序进行面板因果关系检验。第一，根据上一步建立的长期协整模型估计出残差；第二，把长期协整模型估计出的残差作为自变量，构建动态面板误差纠正模型。

为此，本文构建下面的面板误差纠正模型：

$$d\ln RI_{it} = \alpha_1 + \sum \gamma_{1l} d\ln RI_{it-l} + \sum \beta_{1l} d\ln RA_{it-l} + \lambda_{1i} ECM_{it-1} + u_{1it} \quad (1)$$

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

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_{vi} 、 λ_{di} 为零被拒绝, 说明误差修正机制产生, 农业技术进步与农民收入存在长期的因果关系, 反之则不存在。如果 β_{1i} 、 γ_{2i} 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。

三、实证结果及分析

(一) 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)
dlnRI	-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)
lnRA	5.66 (1.00)	2.13 (1.00)	9.84 (0.87)	(c, 0, 2)
	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)
dlnRA	-7.94 (0.00)	89.32 (0.00)	90.35 (0.00)	(c, 0, 2)
	-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	
lnRI	1.95 (0.97)	7.98 (0.99)	8.34 (0.99)	(c, 0, 2)
	-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)
dlnRI	-9.94 (0.00)	129.63 (0.00)	127.63 (0.00)	(c, 0, 2)
	-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)
lnRA	4.81 (1.00)	8.28 (1.00)	60.50 (0.00)	(c, 0, 1)
	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)
dlnRA	-13.58 (0.00)	178.56 (0.00)	191.54 (0.00)	(c, 0, 2)
	-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)

(二) 面板协整检验

通过面板数据单位根检验，东、中、西部地区的 lnRI 和 lnRA 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。本文综合利用 Kao 残差协整检验和 Johansen Fisher 协整检验两种检验方法对农业技术进步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 lnRI 和 lnRA 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 残差协整检验统计量	1.47 (0.07)	-3.70 (0.00)	-3.38 (0.00)

Johansen Fisher 协整检验 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。

（三）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(其检验结果见表 5)，检验了二者的因果关系，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)
dlnRI (-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)
dlnRI (-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)
dlnRA (-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)
dlnRA (-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
		dlnRI	dlnRA	ECM
东部	dlnRI	——	F=1.71 (0.18)	F=7.29 (0.01)
	dlnRA	F=5.41 (0.00)	——	F=24.85 (0.00)
中部	dlnRI	——	F=1.31 (0.27)	F=5.45 (0.02)
	dlnRA	F=0.25 (0.78)	——	F=2.29 (0.13)

西部	dlnRI	——	F=0.38 (0.68)	F=4.60 (0.03)
	dlnRA	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“农业技术进步不是农民收入的 Granger 因果关系”的检验中， $dlnRA(-1)$ 和 $dlnRA(-2)$ 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“农业技术进步不是农民收入因果关系”的原假设；在长期因果关系的检验中，F 值 7.29，其对应的 P 值为 0.01，拒绝农业技术进步不是农民收入 Granger 因果关系的原假设。

另一方面，在短期“农业农民收入不是技术进步的 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技术进步的 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，这说明在长期，无论是在 1%、5%显著性水平上，还是在 10%的显著性水平上，拒绝农民收入不是农业技术进步的 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技术进步的单向因果关系；长期中，存在农业技术进步和农民收入双向因果关系。

2. 中部地区面板因果关系分析

在短期“农业技术进步不是农民收入的 Granger 因果关系”的检验中， $dlnRA(-1)$ 和 $dlnRA(-2)$ 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，接受农业技术进步不是农民收入的 Granger 因果关系的原假设；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“农业技术进步不是农民收入的 Granger 因果关系”的原假设；这说明短期内农业技术进步不是农民收入的原因，长期内农业技术进步是农民收入的原因。

另一方面，在短期“农民收入不是农业技术进步的 Granger 因果关系”检验中， $dlnRI(-2)$ 的系数在 1%的显著性水平上不为零，但是 $lnRI(-1)$ 和 $lnRI(-2)$ 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技术进步的 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技术进步和农民收入任何方向的因果关系，长期中存在从农业技术进步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“农业技术进步不是农民收入的 Granger 因果关系”的检验中， $dlnRA(-1)$ 和 $dlnRA(-2)$ 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，接受农业技术进步不是农民收入的 Granger 因果关系的原假设；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“农业技术进步不是农民收入的 Granger 因果关系”原假设。

另一方面，在短期“农民收入不是农业技术进步的 Granger 因果关系”检验中， $dlnRI(-1)$ 的系数在 1%的显著性水平上显著不为零， $dlnRGDP(-2)$ 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“农民收入不是农业技术进步的 Granger 因果关系”的原

假设：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，短期内农业技术进步和农民收入间不存在任何方向的因果关系，长期内存在农业技术进步和农民收入的双向因果关系。

四、结论与政策含义

（一）结论

本文利用最新发展的面板单位根、面板协整和因果关系检验方法，通过构建农业技术进步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，检验与分析了技术进步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 $\ln RA$ 两变量均存在长期协整关系；第三，从短期来看，东部地区存在从农民收入到农业技术进步的单向因果关系；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技术进步和农民收入的双向因果关系，而中部地区存在从农业技术进步到农民收入的单向因果关系。

（二）政策含义

农民增收是一个系统工程，目前农业技术进步是否能够促进农民增收是一个值得争议较大的问题。虽然不少学者认为农业技术进步能够实现“农业踏车效应”，农业技术进步带来了农民收入的下降，但是技术进步在促进整个社会经济增长和发展的同时，随着制度的完善，工反哺农力度的加强，肯定实现农民收入的提高。基于以上的分析，本文给出一些相关政策含义。

首先，从短期来看，尽管中部地区和西部地区不存在农业技术进步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，都存在从农业技术进步到农民收入的单向因果关系。这说明，长期中农业技术进步还是有助于农民增收。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状态。

其次，从区域来看，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，农业技术进步最终有助于农民收入的提高，达到农业技术进步与农民收入的长期协整状态。由于长期中农业技术进步与农民收入存在双向因果关系，所以，这样就可以形成农业技术进步—农民收入提高—农业技术进步的良性循环；中部地区是我国粮食主产区，但是短期内即不存在从农业技术进步到农民收入的单向因果关系，也不存在从农民收入到农业技术进步的单向因果关系。由于长期中存在从农业技术进步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技术进步的投入力度，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，实现农业技术进步外部性问题的“内部化”。西部地区是贫困落后地区，农民收入低下。长期中农业技术进步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，农业技术进步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技术进步与农民收入间不同的因果关系。

参考文献

- [1]蔡昉等, 2006:《农村发展与增加农民收入》[M], 中国劳动社会保障出版社。
- [2]董全瑞, 韩凤朝, 2006:《影响农民收入的相关因素分析》[J],《经济学家》第3期。
- [3]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》第9期。
- [4]高阔, 胡凯, 2007:《农民增收与城镇化发展的动态计量分析》[J],《安徽农业科学》第36期。
- [5]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》第12期。
- [6]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》第3期。
- [7]蒋俊毅, 2008:《农业现代化与农民增收: 一个新的理论框架》[J],《农村经济》第6期。
- [8]简小鹰, 2005:《市场经济条件下我国农业技术进步的战略选择》[J],《中国科技论坛》第5期。
- [9]李实, 1999:《中国农村劳动力流动与收入增长和分配》[J],《中国社会科学》第2期。
- [10]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》第8期。
- [11]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》第2期。
- [12]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》第1期。
- [13]梁骞, 2007:《农民增收问题的制度经济学解析》[J],《学术交流》第8期。
- [14]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》第3期。
- [15]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》第4期。
- [16]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》第9期。
- [17]齐红倩, 2002:《城市化与农业经济增长分析》[J],《数量经济技术经济研究》第3期。
- [18]沈坤荣, 张王景, 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》[J],《管理世界》第1期。
- [19]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》第9期。
- [20]“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》第9期。
- [21]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)》第3期。
- [22]王海滨, 2007:《新农村建设应着力于农民增收》[J],《经济学家》第4期。
- [23]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》第7期。
- [24]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》第5期。

[25]赵德余, 顾海英, 2004:《我国粮食直接补贴的地区差异及其存在的合理性》[J],《中国农村经济》第8期。

[26]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》第8期。

[27]朱丽娟, 蔡根女, 2004:《教育对农民增收的实证分析及其战略选择》[J],《农村经济》第11期。

Research on the Relationship Between technological advances in Agriculture and the Income of the Farmers——Based on the Provincial Panel Data Analysis in China

Xu Guang-yue

(School of Economics, HuaZhong University of Science and Technology)

Abstract: This paper applies the panel unit root, panel co-integration and panel-based error correction models to investigate the relationship between technological advances in agriculture and the income of the farmers for 30 provinces during 1978—2007 period. The following main conclusions are obtained:

(1) There is co-movement and the causal relationship between technological advances in agriculture and the income of the farmers. (2) There is just short-run unidirectional causality running from the income of the farmers to technological advances in agriculture in east, but no causality in central area and west. Moreover, there is long-run bi-directional causality them in east and west of China, while there is just long-run unidirectional causality running from technological advances in agriculture to the income of the farmers in center area. The conclusions confirm that the technological advances in agriculture has a significant promotion for increasing the income of the farmers. Therefore, the relevant policy recommendations are proposed.

Key Words : Technological Advances in Agriculture; Income of the Farmers; Panel-Based Error Correction Models

收稿日期: 2009-04-08;