华南农业大学学报(社会科学版)
2013年第2期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 2 2013
(第12卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 12)

农业土地制度变迁对我国农业转型的影响

袁国龙，林金忠

(厦门大学 经济研究所,福建 厦门 361005)

摘　要： 基于1997—2010年省级面板数据,使用人均农业就业人口生产总值(PEO)、农业单位投资产值(PIO)以及农业单位面积产值(PAO)作为农业转型的衡量指标,使用人均经营耕地面积(PCA)作为农业土地制度变迁的衡量指标,通过静态面板估计和动态面板估计的方法分析农业土地制度变迁对我国农业转型的影响。研究结果表明,人均经营耕地面积的变化对人均农业就业人口生产总值和农业单位面积产值的增加具有积极促进作用,而对农业单位投资产值影响不显著。

关键词： 农业转型；土地制度;农地规模经营

中图分类号： F320.1　　**文献标识码：** A　　**文章编号：**1672-0202(2013)02-0011-10

一、引　言

在我国经济总体现代化进程中,农业现代化是不可或缺的组成部分。而实现农业现代化不是一蹴而就的,需要全局谋划,重点突破,目前重中之重就是我国农业发展方式的转变,亦即本文所说的农业转型。农业转型主要体现在农业发展的手段、方法和模式等方面的转变,具体而言,就是指由过去主要依靠增加劳动、资本、土地等传统要素的投入,追求农产品数量和经济总量的粗放型发展,转变为主要依靠提高劳动者素质、提升农业科技含量、改善农业的经营管理,充分调动及利用农业发展各方面积极因素,提高土地生产率、投资产出率和劳动生产率,加快我国农业现代化的进程,为我国经济快速增长奠定坚实的基础。

农业转型乃属于生产方式的整体转变,而制度因素则是其中一项极为重要的内容。一般而言,农业转型会诱致农业土地制度变迁;反过来,农业土地制度变迁可以为农业转型消除制度障碍。在我国,农业土地制度对于农业经济的影响表现的格外明显。我国现行的农业制度为家庭联产承包为主的责任制、统分结合的双层经营体制。应该说,这项制度创新曾激发了农民的生产积极性,推动了农村经济的发展,但随着时间的推移,它也引发出一些新的问题[1]。家庭分散经营限制了土地资源的自由流动，影响了土地的规模经营。这不利于农作物区域种植、机械化和集约经营,降低了农业劳动生产率和农产品产出率。同时,分散经营增加了生产和交易成本,资源的投入产出率得不到提高。

Carter[2]基于哈里亚纳邦和印度的农业数据,发现农业经营规模与农业劳动生产率存在着反向关系。而Collier和Dercon[3]研究了非洲50年的农业发展,认为撒哈拉以南的非洲土地经营规模低下,限制了农业劳动生产率的提高。联合国贸易和发展会议与世界银行[4-5]通过调查和研究

收稿日期：2013-02-23

基金项目：教育部人文社会科学基金一般项目(12YJA790081);国家社会科学基金青年项目(11CJY073)

作者简介：袁国龙(1981—),男,河北衡水人,厦门大学经济研究所博士研究生,主要研究方向为农业经济与人口流动.

全球农业的投资状况，发现拉丁美洲中的巴西伴随着土地经营规模的扩大，提高了农业机械化水平，推动了当地农业现代化的实现。

对于中国农业而言，很少的研究表明农业经营规模与劳动生产率存在着负相关关系。Brandt[6]坚定地认为中国农业经营规模的扩大可以推动劳动生产率的提高。谭洪江[1]认为在同样资源禀赋、地理环境和生态条件下，农业生产经营状况如何，在很大程度上取决于制度安排是否合理，农业经营体制的改革与创新，从根本上说属于制度安排问题。白文周[7]在研究城乡统筹发展背景下的中国农业发展模式时，认为转变农业生产发展方式，需要创新农业发展模式，加快农村土地流转。柳建平、闫然[8]研究现代农业发展时，认为土地制度变革是现代农业发展的首要条件；农业转型需要农地制度具有公正分配、产权清晰、交易自由及建立相应的生产经营组织制度等基本特征。张新光[9]认为，制约我国农村经济体制改革及农业发展方式转变的首要因素是城乡二元分割的土地制度。它不仅造成农村集体所有制的土地资源单项转移为城镇国有土地，侵犯农民的合法权益，而且极大地限制了农村生产要素市场的发育和资源优化配置。汪雷[10]认为变革农地制度的农业制度再创新就是今后我国农业发展的必然选择。农业制度再创新的核心问题是改造、突破既存的土地承包模式，使农地制度与现代农业发展的要求相吻合。

上述已有文献虽然见解不一，但无疑都围绕着一个核心问题，即农业土地制度变迁对我国农业转型的影响。毫无疑问，这一问题的研究应该属于多维度、多视角的，但从已有文献不难看出，学者们基本仍停留于定性研究，定量实证分析仍是缺少的。有鉴于此，本文将利用26个省份1997—2010年省级面板数据，通过静态面板估计和动态面板估计的方法对农业土地制度变迁对我国农业转型的影响进行实证分析，以期对农业土地制度变迁和农业转型的关系进行全面而系统的考察。

二. 模型构建与变量界定

（一）理论基础

推进农业发展方式的转变，目的是实现农业生产规模化、产业化、集约化，提高土地产出率、资源利用率和劳动生产率[11]。而农业制度变迁则在很大程度上体现为农业土地制度变迁，每一次农业土地制度变革都深刻地影响着农业的发展。目前，农业土地制度变革的方向就是明晰农地产权，推进农村土地的流转，结合农业机械化，实现农业规模经营。农业价格体系反映农业市场化水平，直接影响着农业资源的优化配置，从而对于农业土地制度变革产生的效果影响显著。所以，在研究农业土地制度变迁对农业转型影响时，不得不考虑农业市场化水平，即农业的价格体系。研究农业土地制度变迁对我国农业转型的影响就是基于农业价格水平，研究农业规模经营对农业土地产出率、投资产出率以及劳动生产率产生的影响，有关分析框架如图1所示。

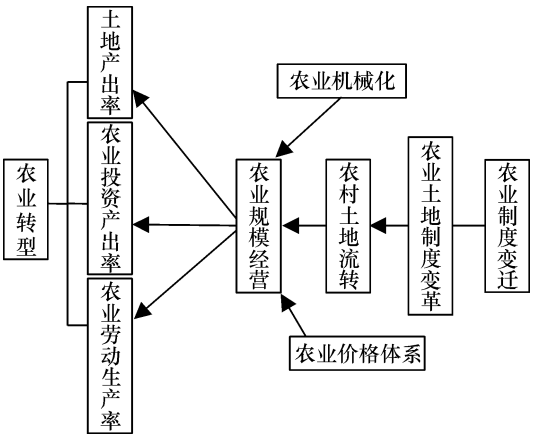


图1 农业转型与农业土地制度变迁

农业的研究起点为农业生产函数的界定，其始于新古典经济理论的研究框架[12-13]。Tyner和

Tweeten 在研究美国农业资源优化配置时，将土地因素加入到农业生产函数中，并根据 C-D 函数将农业生产函数定义如下[14]：

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}T^{\gamma} \tag{1}$$

其中，Y 为农业产出，K 为农业资本的投入，L 为农业劳动力投入，T 为农业土地投入，A 为技术进步因素，也可以成为农业全要素生产率或者索洛剩余。研究农业转型问题，从根本上需要以农业发展的效率为题，也就是研究土地产出率、资源利用效率和劳动生产率。基于此，笔者将定义如下变量：

$$\mathrm{PEO} = \frac{Y}{L} \tag{2}$$

$$\mathrm{PIO} = \frac{Y}{K} \tag{3}$$

$$\mathrm{PAO} = \frac{Y}{T} \tag{4}$$

其中，PEO 为人均农业就业人口生产总值，代表着劳动生产率；PIO 为农业单位投资产值，代表着资源利用效率；PAO 为农业单位面积产值，代表着土地产出率。将方程（2）、（3）、（4）带入方程（1），得到：

$$Y^{\alpha+\beta+\gamma} = \mathrm{PEO}^{\beta}\mathrm{PIO}^{\alpha}\mathrm{PAO}^{\gamma}K^{\alpha}L^{\beta}T^{\gamma} \tag{5}$$

根据方程（1），将方程（5）简化为：

$$Y^{\alpha+\beta+\gamma-1}A = \mathrm{PEO}^{\beta}\mathrm{PIO}^{\alpha}\mathrm{PAO}^{\gamma} \tag{6}$$

通过对两边取对数，然后对时间求导，得到：

$$(\alpha+\beta+\gamma-1)\frac{\Delta Y}{Y} = \beta\frac{\Delta\mathrm{PEO}}{\mathrm{PEO}} + \alpha\frac{\Delta\mathrm{PIO}}{\mathrm{PIO}} + \gamma\frac{\Delta\mathrm{PAO}}{\mathrm{PAO}} - \frac{\Delta A}{A} \tag{7}$$

如果$(\alpha+\beta+\gamma)>1$，则生产函数规模报酬递增；如果$(\alpha+\beta+\gamma)=1$，则规模报酬不变；如果$(\alpha+\beta+\gamma)<1$，则规模报酬递减。根据方程（7），就可以将农业增长问题分解为土地产出率、资源利用率和劳动生产率的增长问题，从而可以更加细化地研究农业增长过程中的转型问题。

农业土地制度变革的方向就是推进农业土地流转，这势必造成土地适度集中，从而为规模经营创造条件。根据 McElroy 关于农业规模经营的生产函数定义以及根据本文研究的需要，将农业规模经营的生产函数定义为[15]：

$$f(kx \mid P, M) = k^{\lambda} f(x \mid P, M) \tag{8}$$

其中，k 为土地经营规模的变化，x 为土地经营面积，P 为农业的价格指数，M 为农业的机械化水平，λ 为规模经营指数。对方程（8）两边取对数，然后对时间求导，得到：

$$\frac{\Delta f(kx \mid P, M)}{f(kx \mid P, M)} = \lambda\frac{\Delta k}{k} + \frac{\Delta f(x \mid P, M)}{f(x \mid P, M)} \tag{9}$$

经过变形可以得到：

$$\frac{\Delta f(kx \mid P, M)}{f(kx \mid P, M)} - \frac{\Delta f(x \mid P, M)}{f(x \mid P, M)} = \lambda\frac{\Delta k}{k} \tag{10}$$

根据方程（10），我们可以清楚地看到农业经营规模的变化对于农业产出的影响，同时，价格指数与农业机械化水平作为外生变量对农业产出也存在一定的影响。

（二）模型构建

在研究农业转型发展时，本文使用人均农业就业人口生产总值、农业单位投资产值以及农业

单位面积产值作为被解释变量,也就是衡量农业转型发展的指标。至于农业土地制度变迁的指标选择,应该体现农业土地总体经营状况,反映农业发展的方向。具体而言,主要为农村家庭联产承包责任制度的变革,具体的表现形式为明晰农地产权,推进农村土地的流转。土地流转的趋势为土地规模经营,具体表现为人均经营耕地面积呈现上升趋势。同时,考虑到农业价格指数和农业单位面积的机械动力对于规模经营起着重要的作用,所以选取其作为外生变量具有一定的意义。根据研究的需要,本文将计量模型设定如下:

$$Y_{i,t} = C + \sum_{j} \beta_j X_{j,i,t} + \gamma_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (t = 1, \cdots, T) \tag{11}$$

其中 $Y_{i,t}$ 代表 i 省(自治区)在 t 年的农业转型体系,具体包括:人均农业就业人口生产总值、农业单位投资产值以及农业单位面积产值。在农业制度变迁理论的框架内,$X_{j,i,t}$ 表示解释变量 j 在 i 省(自治区)t 年的值,具体包括人均经营耕地面积、农业价格指数、农业单位面积的机械动力三个变量。C 代表方程的截距项,$\gamma_{i,t}$ 表示观察不到的各省固定效应,$\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。

(三)变量界定

农业土地制度变迁对我国农业转型影响的实证研究过程中涉及到众多的变量,当然其中包括农业转型的被解释变量和农业土地制度变迁的解释变量。由于许多变量是通过计算得出的结果,所以,需要对涉及到的被解释变量和解释变量进行如下界定:

1. 人均农业就业人口生产总值(PEO)。农业转型的方向就是由粗放型的经营方式向节约方式转变,所以,在农业转型时,理应关注人均指标的变化。同时,农业转型需要农业生产效率的提高,也就是关注农业就业人口的生产效率问题。基于上述考虑,使用人均农业就业人口生产总值指标体系,具体是通过农业生产总值除以农业就业人口得到。

2. 农业单位投资产值(PIO)。农业的转型不仅要考虑人力资本的效率问题,同时也应注重投资的回报,即投资的效率问题。农业转型需要改变过去农业发展过程中高投入、低产出的经营状况,提高资源的利用效率。农业单位投资产值是由农业生产总值除以农业固定资产投资得到。

3. 农业单位面积产值(PAO)。农业发展的三要素就是就业劳动力、资源以及土地。前面已经涉及农业就业劳动力的生产效率和资源的利用效率,农业单位面积产值可以作为土地产出率的一个衡量指标,具体是由狭义的农业产值(种植业产值)除以农作物播种面积得到。

4. 农业价格指数(IOA)。农业价格指数作为模型的外生变量,影响着农业土地制度变革所发挥作用的广度与深度,所以,需要加入到模型分析过程中。农业价格指数包括农业生产资料指数和农业生产价格指数,但为了剔除通胀的影响,充分考虑上述两种价格指数对农业转型的影响,本文选择使用农业生产价格指数除以农业生产价格指数作为农业价格指数。基于农业价格指数的定义,预期价格指数的系数为负。

5. 人均经营耕地面积(PCA)。根据农业转型的要求,农业土地制度变革的方向和内容就是实现农业规模经营,而土地流转在一定程度上会实现土地相对集中,所以,土地流转是其中一条重要途径。考察土地流转所形成的土地集中现象所使用的指标应该为人均农村就业人口经营耕地面积,但是考虑到数据的可获得性,我国尚未对该数据进行统计,且人均耕地面积可以体现人均农村就业人口经营耕地面积变化,所以使用人均耕地面积符合研究的需要。考虑到规模经营的存在,预期人均经营耕地面积的系数为正。

6. 农业单位面积的机械动力(PAP)。农业单位面积的机械动力本不属于农业制度变迁的范畴,但是其又与农业转型和农业土地制度变迁存在着千丝万缕的联系。在农业土地制度变革过程

中,农业土地流转为实现规模经营创造了条件,但是这必须有农业的机械化水平的提高做支持。农业单位面积的机械动力作为外生变量影响着农业的转型,可通过农用机械总动力除以农作物播种面积得到。由于农业单位面积的机械动力代表着农业的技术进步,预期农业单位面积的机械动力的系数为正。

本文分析的数据来自于国家统计局 1998—2011 年各年出版的《中国统计年鉴》,选取了 1997—2010 年 31 个省份的农业转型和农业制度变迁面板数据,采用 1997 年的价格指数来控制通货膨胀对农业产值的影响。由于北京、天津、上海以及重庆四个直辖市缺失农村生产资料指数的数据,且四个城市的发展主要以工业为主,农业在经济发展中的比重较低,因而此处略去四个城市的数据。同时,西藏缺失部分农业生产价格指数,其农业单位投资产值相对于其他的省份的数据,出现了异常,因而也略去西藏的数据。就本文的分析逻辑而论,省略这五个省市的数据并不影响本文分析及其结论的逻辑有效性。上述主要变量的基本情况详见表 1。

表 1　相关变量的描述性统计

变量	1997 年		2010 年		1997—2010 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
人均农业就业人口生产总值(PEO)	0.48	0.18	1.57	0.63	0.80	0.50
农业单位投资产值(PIO)	4.51	2.73	1.98	1.72	3.17	2.30
农业单位面积产值(PAO)	0.09	0.03	0.24	0.10	0.13	0.07
农业价格指数(IOA)	1.01	0.03	0.92	0.05	1.00	0.07
人均经营耕地面积(PCA)	2.42	1.84	2.79	2.81	2.48	2.25
农业单位面积的机械动力(PAP)	0.26	0.12	0.57	0.22	0.41	0.21

从中,我们可以看出,人均农业就业人口生产总值(PEO)的均值从 1997 年的 0.48 上升到 2010 年的 1.57,上升了 3.27 倍;农业单位投资产值的均值(PIO)从 1997 年的 4.51 下降到 2010 年的 1.98,且 1997—2010 年的均值为 3.17,说明农业单位投资产值呈现下降的趋势,农业投资所得不断降低。农业单位面积产值(PAO)的均值从 1997 年的 0.09 上升到 2010 年的 0.24,上升了 1.67 倍,上升的空间还是比较大的。农村价格指数(IOA)、人均经营耕地面积(PCA)以及农业单位面积的机械动力(PAP)分别上升了 -0.89%、15.29%、119.23%。说明我国农村市场化进程得到推进,农村经营规模得以提高,农机的使用也得到大幅度增加。

三、静态面板数据模型估计

在农业转型过程中,各省在农业发展的基础、农业发展的速度以及发展空间方面存在着巨大的差异,这些方面对于农业转型影响很大。所以,在研究农业转型过程中,有必要考虑各省之间的差异性,固定效应模型很好地解决了这个问题。基于此,首先运用固定效应面板模型来估算人均耕地面积的变化对农业转型的影响。同时,本文也利用随机效应面板模型来估算人均耕地面积的变化对农业转型的影响,作为对固定效应模型估算的补充。在上面论述中,已经将农业转型分解为人均农业就业人口生产总值(PEO)、农业单位投资产值(PIO)以及农业单位面积产值(PAO),所以,需要逐一估算人均经营耕地面积(PCA)、农村价格指数(IOA)和农业单位面积的机械动力(PAP)的变化对人均农业就业人口生产总值(PEO)、农业单位投资产值(PIO)以及农业单位面积产值(PAO)的影响。具体的估计结果如表 2 所示。其中,模型 1 和模型 2 分别基于固定效应面板模型和随机效应面板模型估计人均经营耕地面积(PCA)、农场价格指数(IOA)以及农业单位面积

的机械动力(PAP)的变化对人均农业就业人口生产总值(PEO)的影响;模型3和模型4分别基于固定效应面板模型和随机效应面板模型估计人均经营耕地面积(PCA)、农场价格指数(IOA)以及农业单位面积的机械动力(PAP)的变化对农业单位投资产值(PIO)的影响;模型5和模型6分别基于固定效应面板模型和随机效应面板模型估计人均经营耕地面积(PCA)、农场价格指数(IOA)以及农业单位面积的机械动力(PAP)的变化对农业单位面积产值(PAO)的影响。

表2 静态面板模型估计结果①

自变量	PEO		PIO		PAO	
	模型1(FE)	模型2(RE)	模型3(FE)	模型4(RE)	模型5(FE)	模型6(RE)
PCA	0.2530***	0.1677***	-0.5774***	-0.2127**	0.0036	0.0011
	(0.0289)	(0.0218)	(0.1411)	(0.1034)	(0.0041)	(0.0031)
IOA	-0.3531**	-0.4147**	0.4737	0.6337	-0.0573**	-0.0621***
	(0.1577)	(0.1699)	(0.7709)	(0.7852)	(0.0226)	(0.0236)
PAP	2.6530***	2.5512***	-4.6663***	-5.0058***	0.3979***	0.3776***
	(0.1070)	(0.1093)	(0.5227)	(0.5074)	(0.0153)	(0.0152)
C	-0.5501***	-0.2356	6.0225***	5.0968***	0.0183	0.0376
	(0.1826)	(0.2006)	(0.8925)	(0.9351)	(0.0262)	(0.0280)
观测值	364	364	364	364	364	364
R^2	0.7122	0.7064	0.2589	0.2442	0.6877	0.6872
F 统计量	276.39	220.28	39.02	36.44	245.86	216.48

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,括号内为标准差。

在模型1~2中,人均农业就业人口生产总值的各种影响因素中,人均经营耕地面积均在1%的显著性水平显著,虽然系数不是很大,分别为0.25、0.17,但是其对于被解释变量的影响还是显著的。农业价格指数与人均农业就业人口生产总值存在负相关关系,并且农业价格指数在5%的显著性水平上显著,即农业价格指数的上升,将造成人均农业就业人口生产总值的降低。还有一个重要的解释变量为农业单位面积的机械动力,其系数分别为2.65、2.55,对人均农业就业人口生产总值影响最大。三个解释变量均通过整体和局部显著性水平的检验,整体拟合度较高。静态面板模型很好地解释了人均经营耕地面积(PCA)、农业价格指数(IOA)以及农业单位面积的机械动力(PAP)对于人均农业就业人口生产总值(PEO)的影响。

在模型3~4中,农业单位投资产值的各种影响因素中,虽然人均经营耕地面积分别在1%和5%的显著性水平显著,但是系数为负,与经济现实不相符。农业价格指数与农业单位投资产值存在正相关关系,缺乏经济意义支撑,同时,未通过显著性水平的检验。农业单位面积的机械动力虽然在1%的显著性水平上显著,但系数依然为负,背离技术效应的影响。说明三个解释变量对于农业单位投资产值(PIO)的变化缺乏解释力。

在模型5~6中,农业单位面积产值的各种影响因素中,主要解释变量人均经营耕地面积未通过显著性水平的检验,说明人均经营耕地面积对于农业单位面积产值缺乏解释力。农业价格指数与农业单位面积产值存在负相关关系,并且通过5%、1%的显著性水平的检验。农业单位面积的

① 本文尝试利用固定效应面板估计和随机效应面板模型估计。从估算结果看,尽管存在一些差异,但总体上与利用固定效应模型得到的结论是一致的。

机械动力在 1% 的显著性水平上显著,说明其对农业单位面积产值具有积极影响。

综上分析,静态面板模型很好地解释了人均经营耕地面积、农业价格指数以及农业单位面积的机械动力对人均农业就业人口生产总值的影响。但是在解释农业单位投资产值和农业单位面积产值时,存在一些偏差,主要体现在显著性水平和整体解释力上。考虑到农业发展的过程中存在着依赖效应,即农业发展的滞后期可能对当前期产生影响,所以,需要在计量分析中加入农业发展的动态变化,也就是需要运用动态面板数据模型估计人均经营耕地面积(PCA)、农业价格指数(IOA)以及农业单位面积的机械动力(PAP)的变化对农业单位投资产值(PIO)和农业单位面积产值(PAO)的影响,以验证动态效应的存在性,增加模型估计的有效性。

四、动态面板数据模型估计

动态面板数据模型中,较早使用的为 OLS 估计和 ML 估计,但是,这两类估计要求模型误差项的分布类型是已知的,这种假设在现实经济中难以实现 。同时,OLS 估计和 ML 估计存在着不同程度的偏差以及组内估计量不一致等问题[16]。Hansen[17]提出的广义矩 GMM 估计减少了设定性假设,尤其并不要求已知误差项的分布类型,仅仅要求模型满足一组矩条件,提高了其在经济问题中的适用性,并且解决了动态数据结构引发的内生性问题。因此,广义矩 GMM 估计在计量经济学中逐步得到了广泛的应用。使用动态面板广义矩估计要求时间跨度不宜过长,本文的样本截面为 26 个省份(N),时间跨度为 14 年(T),由于 $T<N$,符合广义矩(GMM)方法使用的条件。

构建动态效应面板数据模型如下:

$$Y_{i,t} = C + Y_{i,t-1} + \sum_{j} \beta_j X_{j,i,t} + \gamma_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (t = 2,\cdots,T) \tag{12}$$

其中,$Y_{i,t}$和 $Y_{i,t-1}$分别代表 i 省(自治区) 在 t 年和 $t-1$ 年的农业转型体系,具体包括:人均农业就业人口生产总值、农业单位投资产值以及农业单位面积产值。在农业制度变迁理论的框架内,$X_{j,i,t}$表示解释变量 j 在 i 省(自治区)t 年的值,具体包括人均经营耕地面积、农业价格指数、农业单位面积的机械动力三个变量。C 代表方程的截距项,$\gamma_{i,t}$表示观察不到的各省固定效应,$\varepsilon_{i,t}$为残差项。

解决内生性问题较为常用的估计方法是 IV(工具变量法) 和 GMM 方法。就 IV 而言, Anderson 和 Hsiao[18]利用差分两阶段最小二乘法进行估计,即“Anderson-Hsiao 估计量”。虽然该估计量在一定程度上解决了内生性问题,但是,存在着估计量不唯一问题,造成估计效率上的损失。Arellano 和 Bond[19]使用所有可能的滞后变量作为工具变量,进行 GMM 估计。这就是“Arellano-Bond 估计量”,也被称为差分动态广义矩方法。“Arellano-Bond 估计量”虽然也解决了内生性的问题,但是也存在着缺陷,集中体现在其工具变量有效性不足,甚至在一定程度上影响了估计结果的准确性。为了克服由于差分所带来的一系列问题,国外学者 Arellano、Bover 与 Blundell、Bond 将差分方程与水平方程作为一个方程系统进行 GMM 估计,被称为“系统 GMM”[20-21]。系统 GMM 的优点是可以提高估计的效率,并且可以估计不随时间变化的变量的系数。

由于解释变量在解释农业单位投资产值和农业单位面积产值时,存在一些偏差,因此,我们需要使用“系统 GMM”的方法进行估计,以提高参数估计的准确性。虽然两步估计容易导致估计量的渐进分布偏差,但是在一般情况下,两步估计的标准协方差矩阵能更好地处理自相关和异方差问题。为了保证估计结果的有效性和准确性,必须要检验随机扰动项是否序列相关、工具变量是否可靠以及模型的整体性是否显著,具体的检验指标分别为一阶差分转换方程的一阶和二阶序列相关性指标、Sargan 检验值以及 Wald test 的统计量。

在农业单位投资产值(PIO)的动态面板估计中,通过逐步加入变量,我们得到了模型 1 ~4。农

业单位投资产值的滞后一期、人均经营耕地面积、农业价格指数、农业单位面积的机械动力均对农业单位投资产值产生积极影响,并且在1%显著性水平上显著,通过了显著性水平的检验。Wald test的统计量均为0,表明模型本身整体非常的显著。Sargan test的统计量均在0.8以上,说明四个模型的工具变量整体上是有效的。但是在序列相关检验AR(1)、AR(2)的统计量中,扰动项的差分存在一阶和二阶自相关,故拒绝原假设"扰动项$\{\varepsilon_{i,t}\}$无自相关"的假定。说明PIO动态效应估计过程中存在自相关,违背估计的基本假设,估计结果不可信。

表3 PIO动态效应估计

因变量	模型1(系统GMM)	模型2(系统GMM)	模型3(系统GMM)	模型4(系统GMM)
PIO(-1)	0.5113*** (0.0038)	0.4752*** (0.0037)	0.4724*** (0.0047)	0.3750*** (0.0068)
PCA		-0.4775*** (0.0269)	-0.4358*** (0.0279)	-0.3558*** (0.0380)
IOA			1.2699*** (0.0696)	0.9197*** (0.0960)
PAP				-4.1508*** (0.1833)
C	1.3955*** (0.0222)	2.7109*** (0.0374)	1.3392*** (0.1172)	3.5436*** (0.2401)
Wald test	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(1)	0.2848	0.2846	0.2772	0.2805
AR(2)	0.3129	0.3121	0.3207	0.3208
Sargan test	0.8388	0.8485	0.8802	0.9063

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上统计显著;Wald test、AR(1)、AR(2)和Sargan test均为统计量对应的*P*值。

表4 PAO动态效应估计

因变量	模型1(系统GMM)	模型2(系统GMM)	模型3(系统GMM)	模型4(系统GMM)
PAO(-1)	1.1922*** (0.0013)	1.2033*** (0.0030)	1.1958*** (0.0021)	0.9495*** (0.0160)
PCA		0.0043*** (0.0007)	0.0031*** (0.0009))	0.0021** (0.0010)
IOA			-0.0306*** (0.0047)	-0.0318*** (0.0024)
PAP				0.1294*** (0.0060)
C	-0.0118*** (0.0002)	-0.0245*** (0.0010)	0.0096* (0.0050)	-0.0103*** (0.0022)
Wald test	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(1)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0002
AR(2)	0.0141	0.0132	0.0619	0.2567
Sargan test	0.8428	0.8634	0.9012	0.9478

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上统计显著;Wald test、AR(1)、AR(2)和Sargan test均为统计量对应的*P*值。

在农业单位面积产值(PAO)的动态面板估计中,从模型1~3来看,虽然各变量均通过了显著性水平、Sargan test的统计量以及Wald test的统计量的检验,但是未通过序列相关检验AR(1)、AR(2)的统计量的检验,扰动项的差分在一阶和二阶均存在自相关。在模型4中,农业单位投资产值的滞后一期、农业价格指数、农业单位面积的机械动力在1%显著性水平上显著,人均经营耕地面积在5%显著性水平上显著,通过了显著性水平的检验。其中,除了农业价格指数之外,其他解释变量均对被解释变量产生积极影响,说明农业单位面积产值依赖效应明显,人均耕地面积的增加可以促进农业单位面积产值的增加,农业单位面积的机械动力代表的技术因素充分发挥作用。农

业价格指数的系数为负,符合经济意义,农业价格指数的上升不利于农业单位面积产值的增加。Wald test 的统计量均为 0,表明模型本身整体非常的显著。Sargan test 的统计量为 0.9478,说明该模型的工具变量选择是有效的。在序列相关检验 AR(1)、AR(2)的统计量中,扰动项的差分存在一阶自相关,但是二阶不存在自相关,故接受原假设"扰动项$\{\varepsilon_{i,t}\}$无自相关"的假定。这说明模型通过了各种检验,农业单位面积产值(PAO)动态面板估计有效。

五. 结论及政策建议

本文使用 1997—2010 年的省级面板数据,利用静态面板和动态面板的方法对我国农业土地制度变迁对农业转型的影响进行了实证研究,主要结论如下:

对于人均农业就业人口生产总值与农业单位面积产值的分析,得出了相似的结论:人均经营耕地面积和农业单位面积的机械动力对其产生了积极影响,只是影响的程度上存在着些许差异;农村价格指数对其产生负面的影响,即农业生产资料价格指数上升和农业价格指数下降均会促使两者产值的下降。对于农业单位投资产值的分析,静态面板和动态面板均未获得显著性的估计,说明人均经营耕地面积、农业单位面积的机械动力和农村价格指数对其影响不显著,投资本身与农业发展状况没有必然的联系。滞后一期的农业单位面积产值对当期产值产生了积极影响,并在 1% 水平上显著。说明农业单位面积产值存在发展的依赖效应,符合农业发展中的现实状况。

根据以上的研究,农业土地制度的变迁对于农业的转型具有重要的影响,人均经营耕地面积对于农业转型具有积极作用。实现规模经营,推进农业机械化的进程有利于人均农业就业人口生产总值和农业单位面积产值的增加。所以根据现代农业发展的需要,农业转型迫在眉睫,需要我们不遗余力地推进农村土地流转,实现规模经营。在这个过程中需要推进农业机械化,提高我国农业机械化水平,才能更大限度地发挥农业规模经营的效果。同时,考虑到农业价格指数对农业转型产生重要影响,需要不遗余力地推进农业流通体制改革,运用价格杠杆,实现资源的优化配置。只有这样,才能转变我国农业增长方式,农业转型才能顺利开展,我国农业现代化才会实现。

参考文献:

[1] 谭洪江. 我国农业制度变革的根源与思路[J]. 北京邮电大学学报(社会科学版),2002,(4): 28 - 31.

[2] CARTER M R. Identification of the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity: An Empirical Analysis of Peasant Agricultural Production[J]. Oxford Economic Papers, 1984, 36:31 - 45.

[3] COLLIER P,DERCON S. African Agriculture in 50 years: Smallholders in a rapidly changing world [R]. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2009.

[4] UNCTAD. World Investment Report 2009: Transnational Corporations, Agricultural Production, and Development [R]. New York and Geneva: United Nations, 2009.

[5] World Bank. Rising Global Interest in Farmland: Can it yield Sustainable and Equitable Benefits? [R]. Washington D C: The World Bank, 2010.

[6] BRANDT L. Chinese-Agriculture and the International Economy, 1870—1930 S-A Reassessment [J]. Explorations in Economic History, 1985, 22:168 - 93.

[7] 白文周,王良永. 城乡统筹发展背景下中国农业发展模式的探讨[J]. 经济问题探索,2011,(12):68 - 71.

[8] 柳建平,闫 然. 农地制度变革与中国现代农业发展的适应性问题研究[J]. 农村经济,2012,(4): 27 - 31.

[9] 张新光. 新农村市场经济体制亟待完善[EB /OL]. (2009 - 05 - 13). http://www.henan.gov.cn/ztzl/system/2009/05/13/010134041.shtml.

[10] 汪　雷. 论我国农业制度的再创新[J]. 江西社会科学,1997,(3):56 - 61.

[11] 姜鹤群, 刘 啸. 农机规模经营促进转变农业发展方式[J]. 湖北农机化,2010,(6):32 - 33.
[12] FREEBAIRN J. The Agricultural Commodity Market Forecasting Game[J]. International Journal of Forecasting, 1994, 10:139 - 142.
[13] FRISVOLD G, K INGRAM. Sources of Agricultural Productivity Growth and Stagnation in Sub-Saharan Africa [J]. Agricultural Economics, 1995, 13(1):51 - 61.
[14] TYNER F H, TWEETEN L G. Optimum Resource Allocation in U. S. Agriculture [J]. Journal of Farm Economics, 1966, 48:1462 - 1467.
[15] MCELROY F W. Returns to Scale, Euler's Theorem, and the Form of Production [J]. Econometrica, 1969, 37: 275 - 279.
[16] 白仲林. 面板数据的计量经济分析[M]. 天津:南开大学出版社,2008:165 - 170.
[17] LARS PETER HANSEN. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators [J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1982, 50(4):1029 - 1054.
[18] ANDERSON T W, HSIAO C. Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data [J]. Journal of Econometrics, 1982, 18(1):47 - 82.
[19] ARELLANO M BOND. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. Review of Economics Studies, 1991, 58:277 - 297.
[20] ARELLANO M, BOVER O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models [J]. Journal of Econometrics, 1995, 68: 29 - 52.
[21] BLUNDELL R, BOND S. GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions [J]. Journal of Econometrics, 1998, 87: 115 - 143.

An Empirical Study on the Effects of Agricultural Land Institutional Change on Agricultural Transformation

YUANG Guo-long, LIN Jin-zhong
(*Center for Macroeconomic Research*, *Xiamen University*, *Xiamen* 361005, *China*)

Abstract: Based on provincial panel data from 1997 to 2010, making use of the grass agricultural production of pre capita agricultural employment (PEO), grass agricultural production of unit investment (PIO), agricultural production of unit area (PAO) as performance indicator of agricultural transformation, per capita arable land area of operation (PCA) as performance indicator of the agricultural land institutional change, by the static panel estimation and dynamic panel estimation, an empirical study about the effects of agricultural land institutional change on agricultural transformation can be worked out. The research results show that per capita arable land area of operation (PCA) plays a positive promoting role in the grass agricultural production of pre capita agricultural employment (PEO) and agricultural production of unit area (PAO), and no significant effects on the grass agricultural production of unit investment (PIO).

Key Words: agricultural transformation; agricultural land institutional change; scale of agricultural operation land