山西财经大学学报
Journal of Shanxi Finance and Economics University
2011年3月 Mar.,2011
第33卷 第3期 Vol.33 No.3

产业经济

产业特性、交易费用与经济绩效

——来自中国农业的经验证据(1958~2008年)

何一鸣,罗必良

(华南农业大学 经济管理学院,广东 广州 510642)

[摘 要] 本文构建了一个"产业特性—交易费用—经济绩效"的理论逻辑以分析农业经济增长问题,并利用1958~2008年中国农业面板数据实证检验了本文所提出的理论假说:专用性越弱,风险越低,规模越小,交易费用就越低,从而经济绩效就越高。因此,交易费用在真实世界的经济增长中起决定性作用,产业特性的转变引起交易费用的差异从而导致相同的经济行为在不同的交易费用约束条件下产生不同的经济绩效。总之,产业特性是影响中国农业经济绩效提高的关键变量。

[关键词] 产业特性; 交易费用; 经济绩效; 农业改革

[中图分类号] F321 [文献标识码] A [文章编号] 1007-9556(2011)03-0057-06

Industrial Characteristics, Transactional Costs and Economic Performance

---- Based on the Positive Analysis of China's Agricultural Economic Transition (1958~2008)

HE Yi-ming, LUO Bi-liang

(School of Economic Management, South China Agricultural University, Guangzhuo 510642, China)

Abstract: This paper constructs an industrial characteristic-transactional cost-institutional performance theoretic paradigm to analyze the problem of agricultural economic growth. What's more it employs the historical panel data of tenure institutional changes in China from 1958 to 2008 and conducts the empirical test upon its theoretical hypothesis. The empirical outcomes show that the less of the specialty, risk, scale and transactional costs are, the less economic performance will be. In addition, the transaction costs play a key role in economic growth in the real world. The difference of industrial characteristic gives birth to different transaction costs. Under different transaction cost, the same economic behavior creates different economic performances. In a word, the industrial characteristic is the key variable in China's economic performance.

Key Words: industrial characteristics; transactional costs; economic performance; agricultural reform

一、引言

农业经济改革,一直被公认为是中国最成功的经济转轨(Perkins,1992)。特别是自1958年人民公社时代开始,中国农业就经历了从计划经济体制向市场经济体制的过渡。就中国农业改革的实践而言,自十一届三中全会以来,政府已经从解除对微观经营单

[收稿日期] 2011-01-28

[基金项目] 本文为罗必良教授主持的2009年度教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目"当前我国农村土地流转制度与农民权益保护研究"(项目编号:09JZD0022)的阶段性成果以及何一鸣博士主持的2010年度教育部人文社会科学研究青年项目"产权管制放松范式——来自中国农业经济体制转轨的经验证据(1958~2008)"(项目编号:10YJC790082)的阶段性成果,同时感谢华南农业大学经济管理学院211工程三期国家重点学科建设项目"产权管制放松研究"(项目编号:2010B01)的资助

[作者简介] 何一鸣(1981-),男,广东广州人,华南农业大学经济管理学院教师,管理学博士,研究方向是新制度经济学;罗必良(1962-),男,湖北监利人,华南农业大学经济管理学院教授,教育部"长江学者"特聘教授,中山大学管理学院博士生导师,管理学博士,研究方向是农业组织与制度经济学。

位的管制入手，赋予农户以经营自主权和生产激励，逐步形成“三位一体”的经济制度结构，从而构成“中国奇迹”的农业基础（林毅夫、蔡昉、李周，1999）。换言之，与人民公社相比，1978 年以后中国农业经济增长是与制度因素分不开的。在关于中国农业经济增长的研究中，我们可将主流文献分离出三条不同的解释路径：一是以 Lin（1992）、徐刚（1997）、王红玲（1997）、伍山林（1998）为代表的学者从监督和激励等视角进行数理模型分析；二是运用计量模型实证检验制度对农业生产率的作用（McMillan，Whale and Zhu，1989；Lin，1988；樊胜根，1992；吴方卫等，1992；黄少安等，2005；乔榛等，2006；黄季焜等，2008；何一鸣、罗必良，2009）；三是将中国的农业经济增长理解为国家局部归还农民产权的结果（陈剑波，1994；Liu、Carter 和 Yao，1998；周其仁，2002；姚洋，2002；蔡昉，2008；何一鸣、罗必良，2010）。

上述文献所得到的结论大部分都是建立在交易费用为零的前提之上。例如，Lin（1992）的面板数据模型就表明，中国农业以家庭责任制取代生产队制能极大地激发农民的生产积极性，使 1978~1984 年间农业生产年均增长 4.89%，为 1952~1978 年间年均生产增长率的两倍。应该承认，这些主流文献通过计量模型的实证方法能够成功地分解出促进中国农业经济增长的各种因素，这也是本文将沿用的方法。但问题是，这些文献中被验证的理论假说或数学模型均以交易费用为零作为前提，这是与真实世界中的中国农业经济运行情况不一致的地方。不过，Yang、Wang 和 Wills（1992）已经考虑到交易费用对农业经济增长的影响。他们的计量结果表明，中国农业制度演进通过改进交易效率对经济增长的贡献占总贡献的 48%，而制度演进通过改进资源配置效率对经济增长的贡献占总贡献的 52%。尽管如此，他们的研究并没有进一步讨论影响交易效率的变量以及这些变量对经济增长可能产生的内生性影响。那么，本文就试图引入产业特性这一重要的约束条件，从产业特性与交易费用相结合的角度来理解中国农业经济绩效变迁的根源。

二、理论框架

（一）产业特性、交易费用与经济绩效的逻辑框架

首先，需要说明的是，我们的理论框架仍然是以稳定性偏好、理性选择和相互作用的均衡结构作为内核，唯一不同的是对保护带的修正。内核保证产权主体以产生最高实际收入且最低成本耗费的方式行事，他们具有将资源用于他认为最有价值的用途的动机。保护带主要涉及产权主体面临特定的产业特性的约束。

我们主要通过专用性、风险性和规模性这三个方面刻画各种产业的交易属性（Williamson，1985）。专用性意味着当一组财产权利转移到其他用途时，其价值会减少，因而人们只能在某产业的原有用途上进行耐久性的投资。换言之，专用性导致资源的产权束被“套牢”于某个用途上，若其中的某项子权利被分离出来并转让到其他地方，则不仅使产权主体无法收回其沉没成本，而且导致原产权的各项整体性功能（如激励和内部化外部性等）减弱从而对经济价值造成损失。因此，专用性越强，交易一方越容易被对方的机会主义行为“要挟”，同时产权的可分割性及可交易性便越弱，交易难度从而代价越高。风险性是指自然或人为制造的环境状况变动对资源的预期使用水平的扰动，因此，可以用产出的方差或标准差的大小来表示其强弱程度。在规避风险的假定下，人们通过搜寻相关信息以增强对其资源用途的控制程度，但这样做的代价往往非常高。因为产权的排他性、可分割性及可交易性均涉及信息问题，所以，风险性越高，交易费用就越高。规模性指的是某些产业需要在一个很大的产量水平和活动空间及其相应的巨额的资本设备的生产运行水平上才能使其用途充分发挥的属性。产业的规模越大，个人单独使用该产业资源的难度就越大，这在排斥他人使用和侵犯等方面显得更为突出。因此，产业的规模性对产权的排他性的发挥产生负效应。此外，规模性的实质是技术上的不可分割性，因而，它对产权的可分割性从而可交易性的有效发挥也产生负效应，交易费用因而提高。

从微观机理上看，经济增长可以理解为经济效率的改进。诚然，许多“理想”的效率观均基于交易成本为零的假设。如果交易成本为零，通过私下的讨价还价结果将是最优产出，这是所谓的“Coase 定理”的主要内容，但却不是 Coase 本人的本意。其实，Coase 想强调的是交易成本在真实世界的经济绩效变迁中的决定性作用，从而批评以 Pigou（1920）为代表的传统福利经济学因忽视交易费用而提倡政府干预所造成的对社会成本和私人成本概念区别的谬误。因此，“无效率”的出现是与交易成本等于零的理想状态比较的结果，一旦考虑到交易成本的约束，产权的配置和控制在谁手里就变得极为重要了（Coase，1960）。又如 Demsetz（1969）所指出的，效率的传统定义忽视现实的稀缺性及交易成本，倾向于把假定的行为效应与实际行为比较。这意味着，效率可以被定义为限制下的最优，其中的效率条件的描述由理论和初始观察共同决定于均衡解的性质，初始观察又包括各种约束，它们与环境的特殊状态有关。但问题是，如果将各种约束条件都考虑到，每种制度安排都是有

效的，每种制度均是约束条件下最优化或交易成本最小化的结果（Eggertsson，1990）。这样，每种制度安排在特定的条件下都可能是“有效率”的，因此，以帕累托最优作为经济增长的微观评价标准在可观察的实证意义上显得毫无价值，我们也不能通过它来改变约束条件而得到可检验的含义和关于经济行为变化的推测（De Alessi，1983）。于是，问题就转化为，如果放弃帕累托效率作为评价标准，应该选择哪些指标既具备可操作性又考虑了真实世界中的交易成本？本文认为，经济绩效是一个可观察的概念，它是指在要素投入和交易费用相同的情况下，在实际存在的制度集合中能提供的最大社会产出。换言之，若两项经济体制在提供社会总产出量上是相等的，则交易成本最小的制度结构的绩效就应该是最高的。结合本文的交易费用论述可知，“帕累托最优”只是一个逻辑意义上的条件概念——边际等式符合即到达效率标准，而“经济绩效”则强调不同交易成本约束下经济行为效应的可测度性——以社会产出最大或交易成本最小作为描述变量，这是对约束条件的特征化处理。进一步来讲，交易费用是一种非生产性活动的结果，因而对社会总产出水平会产生负面影响。这里，我们采用广义交易成本的概念，即它是在鲁宾逊（一人世界的）经济中不能想象的一切成本。换言之，如果我们要判断一项成本是否属于交易成本，只要观察这项成本是否可能在一人世界里发生。一个人以上的经济必然包含有产权，而只要有产权就必然会产生协调人们在分工时发生的利益冲突引起的资源价值的耗费，但该成本耗费有时却完全不需要有任何交易（如人民公社时代）。这意味着“交易成本”是只有在“多人社会”中才存在的制度运行耗费，即“制度成本”。

最后，我们结合产业特性的分析可以发现，由专用性、风险性和规模性的差异及其变化会产生不同的交易费用，相同的经济行为在不同的交易费用约束下将产生不同的经济绩效。因此，产业特性成为我们在经济增长分析中的切入点。这是本文提出的“产业特性—交易费用—经济绩效”理论主旨，它是通过把产业的三种特性与交易费用联系起来，从而得到一个一以贯之的经济绩效逻辑分析框架，具体参见图1。

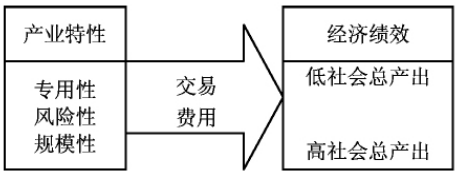

图1 “产业特性—交易费用—经济绩效”的逻辑分析图

（二）数理模型与理论假说

根据上述的逻辑分析，我们首先可以得到：

$TC_t=f(RISK_t, SCALE_t, SPECIFIC)$ 且 $\frac{\partial TC_t}{\partial RISK_t}>0$，$\frac{\partial TC_t}{\partial SCALE_t}>0$，$\frac{\partial TC_t}{\partial SPECIFIC_t}>0$

其中，TC_t 为交易费用；$RISK_t$、$SCALE_t$ 和 $SPECIFIC_t$ 分别为风险性、规模性和专用性；$\frac{\partial TC_t}{\partial RISK_t}>0$、$\frac{\partial TC_t}{\partial SCALE_t}>0$、$\frac{\partial TC_t}{\partial SPECIFIC_t}>0$ 表示风险性、规模性和专用性是交易费用的增函数。

另一方面，经济绩效是一个可直接测量的概念，一般用总产出水平 Y_t 来表示，它是指在考虑交易成本后的某项制度行为的产出水平。因此，交易费用决定经济绩效：

$Y_t=g(TC)$ 且 $\frac{dY_t}{dTC_t}<0$

因此，经济绩效是风险性、规模性和专用性的泛函数，交易费用就成了中间函数。这样，关于经济绩效的模型就可以写成如下形式：

$Y_t=g(TC)=g[f(RISK_t, SCALE_t, SPECIFIC)]$

再由复合函数链式法得到：

$\frac{\partial Y_t}{\partial RISK_t}=\frac{\partial Y_t}{\partial TC_t}\frac{\partial TC_t}{\partial RISK_t}<0$；$\frac{\partial Y_t}{\partial SCALE_t}=\frac{\partial Y_t}{\partial TC_t}\frac{\partial TC_t}{\partial SCALE_t}<0$；$\frac{\partial Y_t}{\partial SPECIFIC_t}=\frac{\partial Y_t}{\partial TC_t}\frac{\partial TC_t}{\partial SPECIFIC_t}<0$

最后，本文根据变量之间的关系提出三个可验证的理论假说：

假说1：专用性对经济绩效具有负效应。

假说2：风险性对经济绩效具有负效应。

假说3：规模性对经济绩效具有负效应。

三、假说检验

（一）变量选取与数据来源

我们使用的是中国1958~2008年的省级面板数据。其中，1958~1998年的数据来源于《新中国五十年统计资料汇编》，1999~2008年的数据来自2000~2009年的《中国统计年鉴》。这里，我们尝试使用数据包络分析DEA的非参数方法估算农业低效配置产生的交易费用。我们以乡村从业人员数（单位：万人）、农作物总播种面积（单位：千公顷）和农用机械总动力（单位：万千瓦）作为投入变量，以农业总产值（单位：亿元）作为产出变量，运用软件DEAP2.1计算出中国农业经济效率，然后用1减去它可得到效率损失值。换言之，我们把农业资源扭曲配置的效率损失作为内生性交易成本。此外，规模效率也是通过DEA的方法把技术效率分解为纯技术效率和规模效率，再对后者取倒数就得到规模性的指标。风险性

是用省级粮食产量与全国粮食产量的协方差除以全国粮食产量方差，这是计算系统风险的普遍做法。最后，专用性用当期单位播种面积的化肥施用量与前期单位播种面积的化肥施用量之差再除以前期单位播种面积的化肥施用量得出，表明化肥投入到耕作上而不能改作其他非农业用途，从而成为一种农业资源特有的专用性投资。

（二）面板单位根检验

由于直接对数据进行回归的话，很可能造成伪回归的问题，从而影响实证分析的准确性。所以，必须要做相关的面板单位根和协整检验。在面板数据中，主要有五种单位根检验方法，它们分别是：LLC 检验、IPS 检验、Breitung 检验、Fisher 检验（包括 ADF 和 PP 检验）和 Hadri 检验。其中，LLC 检验、Breitung 检验和 Hadri 检验是假设面板数据中各截面序列具有相同单位根过程，而 IPS 检验和 Fisher 检验是假设面板数据中各截面序列具有不同单位根过程。只有 Hadri 检验类似于时间序列中的 KPSS 检验，原假设是面板数据中各截面序列都不含有单位根。由于时间跨度比较长，因此在检验时，选择了较长的滞后期，结合样本等多方面的因素，在这里选择最大滞后期为 10，具体阶数根据 SIC 准则选取。由表 2 可知，从该结果可以发现，各变量都存在单位根，其一阶差分变量都是平稳的，这说明它们都是 I（1）。为了检验其在长期中是否存在均衡关系，还有必要对这些变量继续进行协整检验。

表 1　变量定义及预期实证结果

变量	简写	定义	预期符号
经济绩效	Y	农业总产值	
交易费用	TC	1-经济效率	
风险性	RISK	省级粮食产量与全国粮食产量的协方差/全国粮食产量方差	负
规模性	SCALE	1/规模效率	负
专用性	SPECIFIC	（第 t 期单位播种面积的化肥施用量-第（t-1）期单位播种面积的化肥施用量）/第（t-1）期单位播种面积的化肥施用量	负
制度虚拟变量	INSTITUTION	1958 年至 1978 年取值为 1，其他为 0	不确定
时间虚拟变量	TIME	对应年份取值为当年的年份值	不确定

表 2　面板单位根检验结果（含截距和趋势项）

检验方法	LLC 检验		IPS 检验		Breitung 检验		ADF 检验		PP 检验		Hadri 检验	
变量	统计值	伴随概率	统计值	伴随概率	统计值	伴随概率	统计值	伴随概率	统计值	伴随概率	统计值	伴随概率
Y	16.4724	1.0000	29.7599	1.0000	13.5444	1.0000	1.13576	1.0000	1.07700	1.0000	19.3884	0.0000
△Y	8.41184	1.0000	-6.96862	0.0000	9.42980	1.0000	258.049	0.0000	382.469	0.0000	2.29904	1.0000
TC	15.9623	1.0000	26.4793	1.0000	15.1710	1.0000	1.53635	1.0000	2.85571	1.0000	19.6418	0.0000
△TC	-0.48452	0.3140	-11.7769	0.0000	7.06088	1.0000	327.457	0.0000	371.002	0.0000	0.91971	0.1789
RISK	903.707	1.0000	18.4144	1.0000	9.70691	1.0000	5.31194	1.0000	12.5895	1.0000	14.7651	0.0000
△RISK	423.677	1.0000	36.7592	0.0000	11.0349	1.0000	0.79776	0.0000	613.009	0.0000	5.97214	1.0000
SCALE	1.27130	0.8982	1.17766	0.8805	2.45665	0.9930	73.8887	0.0779	97.0628	0.0010	12.6900	0.0000
△SCALE	-22.9820	0.0000	-27.3096	0.0000	-10.5052	0.0000	668.568	0.0000	739.809	0.0000	8.30504	1.0000
SPECIFIC	3.42448	0.9997	7.33263	1.0000	6.47723	1.0000	19.9137	1.0000	20.7626	1.0000	18.1572	0.0000
△SPECIFIC	-25.3014	0.0000	-27.0938	0.0000	-6.06163	0.0000	597.325	0.0000	663.166	0.0000	2.47030	0.0068

注：(1) 滞后阶数采用 Schwarz 法则自动选择，最大滞后阶数为 10；(2) 窗宽采用 Newey-West 方法自动选择，最大窗宽值 3。

（三）面板协整检验

面板数据的协整检验方法可以分为两大类：一种是原假设为不存在协整关系，使用类似 Engle-Granger 的平稳回归方程，从面板数据中得到残差构造统计量进行检验，如 Pedroni、Kao 检验法就属于类似分析；另一类是 Maddala-Wu-Fisher 的单个因变量联合检验结论，该方法通过联合单个截面个体 Johansen 协整检验的结果，获得对应于面板数据的检验统计量。在这里，我们用 Pedroni 方法检验 Y 与 TC 之间的协整关系，同样在进行检验时，也采用了带有时间趋势项和截距项的形式，最大滞后阶数为 10，具体阶数根据 SIC 准则选取，检验结果如表 3 所示。此外，我们同时用 Kao 和 Fisher-Johansen 方法检验 TC、Y 与 SCALE、SPECIFIC 和 RISK 之间的协整关系。

表 3　Y 与 TC 的面板协整检验结果（含截距和趋势项）

检验方法	检验假设	统计量名	统计量值	伴随概率
Pedroni 检验	H0：不存在协整	Panel v-Statistic	3.314327	0.0005
		Panel rho-Statistic	-2.321876	0.0101
		Panel PP-Statistic	-1.212868	0.0126
		Panel ADF-Statistic	-6.948180	0.0000
	H0：不存在协整	Group rho-Statistic	1.364110	0.9137
		Group PP-Statistic	3.668849	0.9999
		Group ADF-Statistic	-4.445715	0.0000

注：前四个统计量主要检验同质面板的协整关系，后三个统计量主要检验异质面板的协整关系。

表 4　RISK 和 TC、Y 的面板协整关系检验结果
(含个体截距项)

检验方法	Fisher-Johansen 检验		Kao 检验	
原假设	统计值	伴随概率	统计值	伴随概率
RISK 和 TC 不存在协整关系	270.9	0.0000	-3.064709	0.0011
RISK 和 Y 不存在协整关系	472.7	0.0000	-2.452862	0.0071

表 5　SCALE 和 TC、Y 的面板协整关系检验结果
(含个体截距项)

检验方法	Fisher-Johansen 检验		Kao 检验	
原假设	统计值	伴随概率	统计值	伴随概率
SCALE 和 TC 不存在协整关系	92.95	0.0024	-2.694513	0.0035
SCALE 和 Y 不存在协整关系	107.5	0.0001	-2.445877	0.0072

表 6　SPECIFIC 和 TC、Y 的面板协整关系检验结果
(含个体截距项)

检验方法	Fisher-Johansen 检验		Kao 检验	
原假设	统计值	伴随概率	统计值	伴随概率
SPECIFIC 和 TC 不存在协整关系	139.2	0.0000	-5.968104	0.0000
SPECIFIC 和 Y 不存在协整关系	164.6	0.0000	-2.808249	0.0025

从表 3 可以看出，Pedroni Group rho 和 Group PP 检验的伴随概率值(0.9137 和 0.9999)均并不支持 TC 与 Y 存在协整关系，但是，其余检验方法下的伴随概率值都表明它们之间存在协整关系。与此同时，表 4、表 5 和表 6 表明，TC 与 SCALE、SPECIFIC 和 RISK 之间在 1%的显著水平上存在协整关系。因此，TC 可以作为 Y 与 SCALE、SPECIFIC 和 RISK 之间的代理变量。另一方面，Y 与 SCALE、SPECIFIC 和 RISK 之间在 1%的显著水平上也存在长期均衡的协整关系。

(四) TSLS 方法下的面板误差修正模型估计

变量之间有协整关系只能告诉我们变量之间存在着长期均衡关系，但不知道变量间的短期波动情况。因此，我们运用 Engle-Granger 两步法，建立基于面板数据的误差修正模型来解决这一问题。不过，为了解决内生性问题以及结合变量的一阶差分值，我们选取△TC 作为三种产业属性增量的工具变量，并采用两阶段最小二乘法(Two Stage Least Squares，即 TSLS)对模型进行估计。

表 7　TSLS 方法下的面板误差修正模型估计结果

因变量 / 自变量	△Y (i)	△Y (i)	△Y (i)
△RISK (i)	-3312.947*** (699.2394)	—	—
△SCALE (i)	—	-49658.65* (44932.72)	—
△SPECIFIC (i)	—	—	-496.6957*** (24.72520)
ECM (t-1)	332.2765*** (72.32021)	-241.3450* (231.6451)	4.768724* (5.777129)
常数项	48.82224*** (9.691047)	-431.1471* (400.8416)	8.148397*** (2.190157)
拟合系数	0.817594	0.904572	0.720309
Prob (F-statistic)	0.000000	0.000000	0.000000
Hausman 伴随概率	1.0000 (RE)	1.0000 (RE)	0.0000 (FE)

注：(1) *** 表示在 1%的水平上显著，** 表示在 5%的水平上显著；(2)　变量的估计值下是面板稳健性标准差(PCSE)；(3) Hausman 检验选择相应估计形式，其中，FE 表示固定效应模型，RE 表示随机效应模型。

(五) 计量结果的经济解释

一般而言，产权的有效排他和交易要求产权的充分界定，某产业资源的所有者和对它有潜在兴趣的其他个人因而必须对该产业的资源特性有充分认识和全面的控制。但是，对有些资源而言，其产权的完整界定面临极高的交易成本，因为这些资源可能具有特殊的风险性，其水平的测定与其他资源差异较大，从而测量工作的专业化程度较高，如果要掌握该属性的信息就要耗费大量的成本进行信息的搜寻、汇总、比较和分析，这种测度上的困难便造成了产权的实施、监督和保护上的成本高昂。鉴于信息成本的限制，对该产业资源特殊属性的排他、分割和交易的难度太大从而产生一定的交易费用，农业资源就是一个典型的例子(Luo and Fu，2009)。

对农业资源经营的监督之所以特别困难，是由于农业的季节性和空间分散性。在农业生产中，其生产过程的时间跨度往往长达几个月，农业劳动也要求劳动者在生产季节从一种形式的工作转向另一种，而劳动者所提供的劳动投入直到收获季节才能体现出来，所以，就不能通过简单的观察当前的投入和产出水平来决定每个劳动者的贡献并计算其报酬(Bradley and Clerk，1972)。如果要保证产出水平的话，则需要对每个劳动流程随时做出监督和激励，但农业劳动活动空间的广泛性和农忙收割时对要素的即时需求规模性导致这样做的代价极高。此外，农业活动的连续性、长周期性构成农业土地资源的另外几个特殊属性(罗必良，1999)：首先，农业生产活动的独特连续性决定于农作物生长周期的约束，如谷物的生产需要半年，牛羊的生产需要几年，木材的生产可长达十几年到 100 年；其次，土壤特性同作物生长周期以及倒茬轮作之间，存在复杂的有机关联，这表明农业活动的连续性不仅表现在一个生产周期之内，还体现为各个自然周期之间；第三，改良土壤良种繁育，农田基本建设以及建立良好的农业生态环境，往往要更长时间的稳定预期；不仅如此，农业的独特的连续性

往往又与强烈的风险性相伴随，这种风险性在农作物的自然再生产中表现得非常突出。可见，农业的季节性与生产的连续性，使其无法在一个生产周期之中通过控制来达到扩大或压缩生产规模，并且其产品的可贮存性差，这些特征使农业成为一种风险事业，这是一种由大自然的随机干扰引起的特殊的交易成本。此外，农业活动的连续性和长周期性要求在一个耕作周期内，农户必须在此之前投入大量的农机和肥料，从而形成一定的资产专用性。如果将人为的政策变动考虑进来的话，农地资源的风险性就更高。

从表 7 可知，农业资源的专业性、规模性和风险性对农业经济绩效产生负效应，从而验证了上述的三个假说。

四、结论与启示

根据福利经济学第一定理，在完全竞争的假设条件下，市场会实现资源的最优配置。但是，无摩擦的理想世界只是一个“乌托邦”王国，真实世界中总会出现垄断、外部性、信息不完全等不完美的情况。此时，按照新古典经济学的观点，资源配置偏离了帕累托最优条件，或只是一种次优结果。这种建立在零交易费用基础上所得到的结论，与真实世界发生的事情相去甚远。

要评价经济增长的情况，需要依靠可观测的指标或变量进行衡量。在真实世界中，产业特性引起的交易成本对经济增长影响显著，不同的产业特性从而交易成本对应着不同的经济绩效。因此，应该放弃“帕累托最优”作效率评价标准，以经济绩效代之。后者强调不同交易成本约束下经济行为效应的可测度性，它以社会产出最大或交易成本最小作为描述变量。

最后，本文的“产业特性—交易费用—经济绩效”理论逻辑已经表明，产业特性差异及其转变将引起大小不同的交易成本，相同的经济行为在不同的交易费用下将产生不同的经济绩效。农业资源具有季节性、空间分散性以及活动的连续性和长周期性等特殊属性，这些特殊属性会在不同的产业中产生不同的交易成本。因此，决策者在设计和选择新的农业变革政策时应该从节约交易成本的角度充分考虑各种组织形式、治理机制和产权类型与具体产业特性约束条件的适应性和一致性。换言之，不同的农村地区需要根据当地的要素禀赋、技术结构、战略安排和资源特性以及非正式制度等约束选择不同的政策类型，从而形成多元化的农业经济增长路径分岔演进的新格局。

[参 考 文 献]

[1] 林毅夫，蔡 昉. 中国的奇迹：发展战略与经济改革（增订版）[J]. 上海：上海三联店，1999：69-201.

[2] 徐 刚. 农业体制转换的制度根源——对一个农业制度变迁模型的改进 [J]. 经济研究，1997 (4)：38-48.

[3] 王红玲. 对一个农业制度变迁模型的再探讨 [J]. 经济研究，1997 (10)：70-73.

[4] 伍山林. 中国农作制变迁的政治经济学分析——从农户行为与政府偏好角度进行分析 [J]. 经济研究，1998 (8)：67-73.

[5] 樊胜根. 中国农业研究和生产增长 [M]. 北京：中国人民大学出版社，1992：21-52.

[6] 吴方卫，孟令杰，熊诗平. 中国农业的增长与效率 [M]. 上海：上海财经大学出版社，2000：20-115.

[7] 黄少安，孙圣民. 中国土地产权制度对农业增长的影响 [J]. 中国社会科学，2005 (3)：38-47.

[8] 乔 榛，焦方义. 中国农村经济制度变迁与农业增长——对 1978~2004 年中国农业增长的实证分析 [J]. 经济研究，2006 (7)：73-82.

[9] 黄季焜. 制度变迁和可持续发展：30 年中国农业和农村 [M]. 上海：格致出版社，上海人民出版社，2008：33-129.

[10] 何一鸣，罗必良. 新中国农地制度变迁的经验证据研究 [J]. 河南社会科学，2009 (4)：15-19.

[11] 陈剑波. 人民公社的产权制度——对排他性受到严重限制的产权体系所进行的制度分析 [J]. 经济研究，1994 (7)：47-53.

[12] 周其仁. 产权与制度变迁 [M]. 北京：社会科学文献出版社，2002：5-23.

[13] 姚 洋. 制度与效率 [M]. 成都：四川人民出版社，2002：3-8.

[14] 蔡 昉. 中国农村改革三十年——制度经济学的分析 [J]. 中国社会科学，2008 (6)：99-110.

[15] 何一鸣，罗必良. 产权管制、制度行为与经济绩效——来自中国农业经济体制转轨的证据（1958~2005 年）[J]. 中国农村经济，2010 (10)：1-15.

[16] 罗必良. 农业性质、制度含义及其经济组织形式 [J]. 中国农村观察，1999 (5)：21-30.

[17] Perkins D. Completing China´s Move to the Market [J]. Journal of Economic Perspective，1994，8 (2)：23-46.

[18] Lin J. Rural Reforms and Agricultural Growth in China [J]. American Economic Review，1992，82 (1)：34-51.

[19] McMillan J，Whale J，Zhu L. The Impact of China´s Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth [J]. Journal of Political Economy，1989，97 (3)：781-807.

[20] Lin J. The Household Responsibility System in China´s Agricultural Reform [J]. Economic Development and Cultural Change，1988，36 (5)：119-224.

[21] Liu S，Carter Michael，Yao Y. Dimensions and Diversity of Property Rights in China: Dilemmas on the Road to Further Reform [J]. World Development，1998，21 (10)：1789-1860.

[责任编辑：冯 霞]