华南农业大学学报(社会科学版)
2009年第2期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 2 2009
(第8卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 8)

农业结构优化对土地生产率和农业增长的影响

邱俊杰

(华南农业大学 经济管理学院,广东 广州 510642)

摘 要:采用土地生产率分解法,将农业增长的决定因素分解为导致土地生产率增长的非结构优化因素和结构优化因素,利用中国1979—2006年土地生产率的数据,分别估算其对农业增长的贡献,并进一步分析影响农业结构优化对农业增长贡献相关因素,发现农户对农产品价格预期的准确性对其影响最为显著。

关键词:农业结构优化;土地生产率;农业增长

中图分类号:F323.211 **文献标识码**:A **文章编号**:1672-0202(2009)02-0068-07

一、主要文献及问题的提出

要素在市场机制作用下从低效率部门向高效率部门流动,可提高总的要素生产率。同一部门内部要素由低生产率领域向高生产率领域流动引起产业结构优化也可提高总的要素生产率[1],Syrquin则进一步指出要素在不同部门间的流动是生产率提高的重要源泉[2]。Timmer认为随着市场的发展,农户趋向于生产具有比较利益的农作物,从而推动土地在不同农作物间重新分配和农业结构的优化,进而提高土地生产率并增加农业产出[3]。Huffman和Evenson研究美国1950—1982年的农业数据以及Kursoaki分析巴基斯坦West Punjab 1903—1992年的农业数据分别证明了土地在不同农作物间重新分配导致农业生产率的提高[4][5]372-386。因此,农业结构优化对土地生产率和农业增长具有重要影响。

然而要素流动需要一定的条件。Nelson和Pack认为要素流动对生产率增长的贡献受政策环境制约[6],Timmer和Szirmai理解为这是由经济自由化导致的[7]。对于土地在不同地区和农作物间的重新分配,Kursoaki认为主要是由农村市场发展所推动,如果所有农户按照比较利益来种植农作物,在不同农作物间的技术进步不平衡或相对价格发生变化时,土地就会在不同农作物重新分配[5]372-386。此外地理空间位置和运输成本也影响农业生产调整[8]。因此农村市场发展、农业技术进步不平衡、农产品价格变化、农业政策和交通运输条件将影响农业结构的调整。

1978年至今中国农业的显著增长引起了很多学者的关注,他们对导致中国农业增长的因素进行了深入研究。林毅夫和乔榛等人认为家庭承包制在改革开放初期对农业增长有重要作用,乔榛等人还进一步分析了农业投入变化、农产品价格波动和涉农财税改革对1978—2004年农业增长的影响[9,10];陈卫平则认为技术进步是农业增长的主要原因[11]。王红林和张林秀在分析江苏64县1975—1996年的农业数据基础上论证了农业公共投资对农业增长的显著贡献[12]。而姚洋则论证了个人土地权利强化对农业增长的利害[13]。前述学者从制度、技术、投入、价格及政策等角度探讨

收稿日期:2009-02-16

作者简介:邱俊杰(1984—),男,山东招远人,华南农业大学经济管理学院2007级硕士研究生,主要研究方向为技术经济与管理.

了影响中国农业增长的因素，在一定程度上解释了改革开放后中国农业增长的动力，但他们均未涉及土地本身作为一种重要的农业生产要素在不同农作物间流动对中国土地生产率提高和农业增长的影响。因此本文目的就是考察改革开放以来各省、直辖市、自治区（以下简称省）各农作物播种面积及其占中国相应农作物份额的相对变动情况，把土地生产率增长分解为结构优化引致的增长和非结构优化引致的增长，进而分析土地生产率对农业增长的贡献和与相关影响因素的关系。

二、农业结构优化

中国农业生产在改革开放前长期实行计划管理，农业结构不尽合理。随着中国农村改革的深化，在市场引导下农户按照比较利益原则进行生产，优化了农业结构，导致部分省专业化水平提高，部分省多样化水平提高。为考察农业结构优化状况，本研究将农业分为早稻、中稻和一季晚稻、双季晚稻、北方稻、小麦、高粱、玉米、大豆、油菜籽、花生、棉花、苎麻、甘蔗、甜菜、烟叶共 15 个子部门，这 15 个子部门的播种面积之和大约为中国农作物总播种面积的 75%。根据 1979—2006 年中国 27 省[①]相应农作物的播种面积数据，以 Hirschman – Herfindahl 指数（H）为指标来描述中国同期农作物集中度变化和农业结构变化状况，它也反映出农业专业化和多样化水平的高低。

本研究定义 $H_g^t = \sum_{i=1}^{n} \left(S_{gi}^t / \sum_{i=1}^{n} S_{gi}^t \right)^2$，其中 n 表示农作物种类个数，S_{gi}^t 表示 g 省 t 年农作物 i 的播种面积，则 $\sum_{i=1}^{n} S_{gi}^t$ 表示中国 g 省 t 年农作物 i 的总播种面积，H_g^t 衡量 g 省 t 年农作物的集中度水平。H_g^t 值越大表示 g 省 t 年农业专业化水平也越高；H_g^t 值越小表示 g 省 t 年农业多样化水平越高。

表 1　27 省 2003—2006 年 H_g^t 值年均值与其 1979—1982 年 H_g^t 值年均值的差及分类

专业化区	上海	吉林	黑龙江	辽宁	内蒙古	北京	山东	山西	河北	河南
	0.0257	0.1279	0.0557	0.0962	0.0125	0.0721	0.0418	0.0378	0.0205	0.0240
多样化区	甘肃	宁夏	新疆	福建	江西	云南	陕西	天津	贵州	浙江
	-0.2671	-0.0994	-0.1800	-0.1417	-0.0693	-0.1693	-0.0758	-0.0020	-0.1494	-0.1374
	广西	湖南	广东	四川	安徽	江苏	湖北			
	-0.1139	-0.1214	-0.848	-0.0492	-0.0297	-0.0170	-0.0681			

为了进一步区分出 27 省农业结构优化的专业化或多样化趋势，本文计算出 g 省 2003—2006 年值年均值与其 1979 – 1982 年 H_g^t 值年均值的差。若这个差大于零，则称 g 省有专业化趋势；反之则称其有多样化趋势，据此将 27 省分为专业化区和多样化区。各省农作物集中度变化的二种趋势表明由不同的省农作物播种面积变化所体现的农业结构优化也存在二种形式，即专业化和多样化。

三、农业结构优化对农业增长贡献的测量

（一）数据说明

利用各农作物的增加值和单位土地的净产出，评估农业结构优化对农业增长的贡献最为合

① 海南、重庆的数据分别并入广东、四川，而西藏和青海由于青稞等杂粮播种面积比重过大，所以将其排除。

理,但局限于这些数据无法完全采集,采用农作物产值和单位土地产值来替代测量。研究涉及的数据主要是前述15种农作物1979—2006年27省的播种面积、单位面积产量和相应农产品的价格,其中1979—2006年27省省级水平的播种面积、单位面积产量的数据来源于1980—2007年的《中国农业年鉴》,早稻、中稻和一季晚稻、双季晚稻、北方稻、小麦、高粱、玉米、大豆、油菜籽、花生、棉花、甘蔗、甜菜、烟叶等主要农产品1978、1988、2006年的价格数据来源于《全国农产品成本收益资料汇编2007》,而1979年的相应数据则根据《中华人民共和国农业史》相应农产品统购价格涨幅来推算。

(二)农作物结构优化对农业增长的贡献

假定1979—2006年各省各种农作物产值的净利润率相同且恒定,各省同种农产品质量无差别且价格相同,因此农业产值增长也就是农业增长。采用Syrquin[2]和Kurosaki[5]372-386应用的生产率分解法,定义Y为土地的单位面积产出,S为总的农作物播种面积,Q为农业产值,下标i为农作物,$i=1,\cdots,n$,p_i为农作物i的播种面积占总播种面积的份额,上标0、t表示时间,则t期的土地生产率为:

$$Y^t = \frac{Q^t}{S^t} = \sum_{i=1}^{n} \frac{Q_i^t S_i^t}{S_i^t S^t} = \sum_{i=1}^{n} Y_i^t \rho_i \tag{1}$$

由(1)式可推导出0期至t期的土地单位产出增加额,即

$$Y^t - Y^0 = \sum_{i=1}^{n} (Y_i^t - Y_i^0)\rho_i^0 + \sum_{i=1}^{n} (\rho_i^t - \rho_i^0) Y_i^0 + \sum_{i=1}^{n} (Y_i^t - Y_i^0)(\rho_i^t - \rho_i^0) \tag{2}$$

由于农业总产出为$Q^0 = S^0 Y^0$,则$lnQ^0 = lnS^0 + lnY^0$,推导出:

$$\frac{Q^t - Q^0}{Q^0} \approx \frac{S^t - S^0}{S^0} + \frac{Y^t - Y^0}{Y^0} = \frac{S^t - S^0}{S^0} + \frac{1}{Y^0}\left[\sum_{i=1}^{n} (Y_i^t - Y_i^0)p_i^0 + \sum_{i=1}^{n} (\rho_i^t - \rho_i^0) Y_i^0 + \sum_{i=1}^{n} (Y_i^t - Y_i^0)(\rho_i^t - \rho_i^0)\right] \tag{3}$$

结合Timmer和Szirmai[7]371-392及Kurosaki[5]372-386定义分解项的法则,将农业增长分解为四部分,按方程式(3)各项排列次序依次称其为总播种面积增长、非结构优化因素引起的土地生产率增长、结构优化静态效应引起的土地生产率增长、结构优化动态效应引起的土地生产率增长。其中非结构优化因素可以解释为由于技术进步、制度变迁等农业结构优化以外的因素;结构优化静态效应可以解释为扩大在研究初始期具比较利益的农作物播种面积份额所产生的效应;结构优化动态效应可解释为因农作物比较利益变化而引起相应农作物播种面积份额跟着变化所产生的效应,这意味着尽管不同时期具有比较利益的农作物种类会有所不同,但具有比较利益的农作物的播种面积份额始终有扩大趋势。因此方程式(3)最后二项可以看成是农业结构优化对土地生产率提高和农业增长的贡献。

从表2可看到,1979—1988年和1988—2006年农业结构优化分别解释了同期中国农业增长的15.58%和7.02%,因此尽管在1979—2006年期间农业结构优化不是农业增长的主要因素,但其对农业增长的贡献仍相当显著,尤其是在中国农村改革初期的贡献更为明显。从各省农业结构优化对土地生产率增长和农业增长影响的数据来看,1979—1988年的中位数为11.39%,最大值为43.97%,最小值为-5.07%,离散系数为1.0471;1988—2006年的中位数为7.51%,最大值却高达69.87%,最小值仅为0.05%,离散系数为1.0578,这表明在二个研究期间各省农业结构变化对其土地生产率和农业增长的影响也相差较大。此外,相关文献[3]621-627[5]372-386仅证明农业专业化引起的结构优化可以促进农业增长,而对多样化能否促进农业增长则没有加以说明,本研究的结果

显示，农业的多样化同样可以促进土地生产率提高和农业增长。

表 2　结构优化对土地生产率和农业增长的贡献　　单位：%

	1979—1988 年土地生产率和农业增长		1988—2006 年土地生产率和农业增长	
		结构优化因素		结构优化因素
全国	12.87	15.58	10.78	7.02
北京	-3.60	-2.20	3.91	7.68
天津	-5.07	-2.20	14.99	19.78
河北	7.55	11.09	11.82	5.02
山西	0.48	1.16	29.42	20.78
内蒙古	23.98	19.56	35.22	17.01
辽宁	35.00	38.98	19.22	12.34
吉林	29.11	23.04	19.32	14.13
黑龙江	15.64	37.05	50.22	26.11
上海	19.16	64.53	28.52	21.04
江苏	4.84	5.84	2.61	2.19
浙江	1.40	2.68	10.17	8.68
安徽	1.96	1.52	0.05	0.05
福建	11.89	12.43	1.53	0.69
江西	0.94	3.22	0.33	0.18
山东	12.79	11.73	7.51	3.92
河南	14.46	15.33	3.54	1.58
湖北	0.05	0.08	7.51	4.85
湖南	1.49	5.50	1.37	0.68
广东	43.18	22.68	0.61	0.50
广西	16.67	42.32	23.51	8.75
四川	4.50	7.31	1.10	0.76
贵州	43.97	39.21	0.16	0.10
云南	29.06	34.20	5.27	2.30
陕西	7.61	12.49	0.28	0.19
甘肃	11.39	11.03	27.89	12.77
宁夏	2.82	2.05	26.35	16.13
新疆	24.03	13.02	69.87	28.07

四、影响因素的经验检验

第三部分结果显示农业结构优化对土地生产率提高和农业增长的影响明显，但各省差异也较大；从第一部分可以了解到农业结构优化引致的农业增长与农作物间的技术进步的不平衡性、农产品价格变化、农村市场发展、交通运输、农业政策等因素相关。同时，引入预期的因素，假设农户以本期农产品价格作为下一期农产品价格的预期，并据此来安排下一期农作物的种植计划。如果农户价格预期准确，其农作物种植结构改变就合理，即农作物单位面积相对产量不变的条件下，价格相对降低的农作物种植面积须减少，价格相对升高的农作物种植面积须增加，这就有利于实现农户的最大利益，在宏观上则表现为农业结构优化利益的实现和农业增长；反之，如果农户预期错

误,则不利于农业结构优化利益的实现和农业增长。故农业生产函数可构建为:

$$Y = a_0 e^{\lambda t} f(K, L_b, L_n) T_u^{\alpha} T_e^{\beta_1} M^{\beta_2} T_r^{\beta_3} \left| \frac{P - P_e}{P} \right|^{\beta_4}$$

$$A = Y/f(K, L_b, L_n) = a_0 e^{\lambda t} T_u^{\alpha} T_e^{\beta_1} M^{\beta_2} T_r^{\beta_3} \left| \frac{P - P_e}{P} \right|^{\beta_4} \quad (4)$$

其中 Y 为农业产出,K 为资本,L_b 为劳动,L_n 为土地,A 为全要素生产率,T_u 为技术等非农业结构优化且能提高全要素生产率的因素,T_e 为农作物间的技术进步不平衡性,M 为农村市场,T_r 为交通运输条件,P 为农产品价格,P_e 为农户的农产品预期价格,α、β_1、β_2、β_3、β_4 均为常数。令 $\Delta Y_s/Y$ 为农业结构优化对农业增长的贡献,这是在资本、劳动、土地三要素投入不变的条件下引起的农业产出增长,假设技术进步是希克斯中性的,则 $f(K, L_b, L_n)$ 的值将不受农业结构优化影响,那么农业结构优化对农业增长的贡献也就是对农业全要素生产率增长的贡献,因此本研究也将农业全要素生产率增长分解为结构优化引起的全要素生产率增长和非结构优化因素引起的全要素生产率增长,则结构优化对农业增长的贡献可表示为:

$$\Delta Y_s/Y = \Delta A/A - \alpha^{\Delta T_u}/T_u = \lambda + \beta_1^{\Delta T_e}/T_e + \beta_2^{\Delta M}/M + \beta_3^{\Delta T_r}/T_r + \beta_4 \left| \Delta\left(\frac{P - P_e}{P}\right) \Big/ \frac{P - P_e}{P} \right| \quad (5)$$

由于中国改革初期推行并完善了农村家庭承包制,至 1988 年全国农村完全实现了家庭承包制,因此 1979—1988 年和 1988—2006 年二个时期农村经济政策变化强度明显不一致,另外从表 1 可以看出各省农业结构优化也有多样化和专业化二种不同的形式,因此假定虚拟变量如下:

$D_1 = \begin{cases} 1 & \text{专业化区} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$, $D_2 = \begin{cases} 1 & \text{多样化区} \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$,将这二个虚拟变量添加到方程式(5),得到

$$\Delta Y_s/Y = c_1 D_1 + c_2 D_2 + \beta_1^{\Delta T_e}/T_e + \beta_2^{\Delta M}/M + \beta_3^{\Delta T_r}/T_r + \beta_4 \left| \Delta\left(\frac{P - P_e}{P}\right) \Big/ \frac{P - P_e}{P} \right| + \varepsilon \quad (6)$$

其中:c_1、c_2 为常数,ε 为随机扰动项。

以研究期间省级水平的农作物产量增长率①的离散系数、农村市场贸易量②增长率、公路密度增长率分别代表 $\Delta T_e/T_e$、$\Delta M/M$、$\Delta T_r/T_r$,以 1978、1987 和 2005 年的农产品价格③分别作为 1979、1988 和 2006 年农产品价格的预期。利用 Eviews5.1 的 WLS 法对方程式(6)进行回归,结果为表 3:

表 3 模型回归结果

	系数值	t 值	p 值
c_1	-0.4134	-2.4789	0.0118
c_2	-0.1050	-1.4691	0.1121
β_1	0.9585	2.1217	0.0295
β_2	0.0319	4.2577	0.0001
β_3	0.0511	2.2391	0.0240
β_4	-0.4106	-1.8872	0.0599
$R^2 = 0.6525$, $\overline{R}^2 = 0.6096$			

① 农作物产量增长率采用以农作物播种面积为权重的各省 9 种主要农作物产量增长率的加权平均数表示,9 种农作物播种面积占相应省总播种面积的比例大于 70%。

② 农村市场贸易量是通过社会消费品零售总额乘以农村居民纯收入占农村居民纯收入与城镇居民可支配收入总和的百分比来估计。

③ 采用上一年度农产品价格作为预期价格,农产品(预期)价格则采用以农作物播种面积为权重的各省 9 种主要农产品(预期)价格的加权平均数,9 种农作物播种面积占相应省总播种面积的比例大于 70%。

从表 3 模型回归结果可以看出各变量系数符号符合其经济意义，除 c_2 外各系数的显著水平不超过 10%，模型拟合度为 0.6525，模型调整拟合度为 0.6096，说明各变量对农业结构优化利益的实现具有显著作用，模型也有相当的解释力。因此，去除农村政策和结构优化形式这二因素后，对农业结构优化影响最大的因素是农业技术进步的不平衡性，其系数为 0.9585，因此农业技术进步的不平衡性越明显，则存在的潜在农业结构优化利益也越大；其次为农户预期农产品价格与实际农产品价格的差异，其系数为 -0.4106，表明农户预期价格越准确，农业结构优化利益实现也就越充分，反之农户预期价格越不准确，农业结构优化利益就越难实现；再次当地公路交通状况改善和农村市场发展对结构优化利益实现也有一定的影响，但这种影响相对小很多，其系数分别为 0.0511、0.0319。

1979—1988 年各省农作物产量增长率的离散系数平均为 0.6679，比 1988—2006 年相应值 0.6831 小 0.015，即 1988—2006 年农作物间的技术进步不平衡性比 1979—1988 年大，其潜在的结构优化利益也比 1979—1988 年大，但实际上 1988—2006 年结构优化对农业增长的贡献并没有高于 1979—1988 年，这主要是因为近年来农户对农产品价格预期与实际农产品价格的差异有扩大趋势。中国农村改革前期，实行国家定价或指导定价，农产品价格容易预期，实现结构优化利益也相对容易；随着国家定价和国家指导价的取消和市场机制的完善，农产品价格因供求关系而出现剧烈波动，而适当的价格预期及传导机制未完善，农户难以正确预期农产品价格，1988—2006 年农产品价格预期与实际的差异程度比 1979—1988 年扩大了 12.22%，因此结构优化利益的实现变得困难。此外，当地交通状况的改善和农村市场的发展对农业结构优化并没有很明显的影响，尽管 1988 年以来中国公路密度迅速提高，农村市场也日趋繁荣，但农业结构对农业增长的贡献并没有因此而大幅增加。

五、结论和建议

通过对农业结构优化对土地生产率提高和农业增长贡献及其相关影响因素的评估，发现尽管农业结构优化不是农业增长的决定性因素，但农业结构优化对农业增长仍有显著影响，尤其在农村改革前期农业结构优化对农业的增长具有相当显著的贡献。这个结果反映了中国农村自 1979 年开始实施的家庭承包制导致土地生产率和农业产值的快速增长，计划决定农业结构的生产管理模式也转变为由市场决定农业结构，各省农户依据当地自然条件所形成的比较优势，实行多样化或专业化种植，使农业结构得到优化，充分释放出农业结构优化利益。但随着农村市场化改革的深化，农业结构优化对农业增长的贡献却随之降低。

对影响农业结构优化对农业增长贡献的因素分析发现：农产品价格市场化以后，由于缺乏合理的农产品价格传导机制，农户难以正确预期农产品价格，导致农业结构难以合理调整。因此结构优化利益的实现变得困难，以致 1979—1988 年结构优化对农业增长的贡献高于 1988—2006 年。

上述结论有助于进一步理解影响农业增长的因素，在如何发展农业的问题上，许多地方政府往往过分强调技术、制度、投入因素或规模效应和农业专业化建设，忽视农业结构优化的作用；在完善农业发展的外部环境方面，又过分注重道路、桥梁等农村硬设施建设，而忽视农产品价格预期及传播机制等农村软设施建设，造成农业结构优化对农业增长的贡献趋于下降。因此，充分尊重农民农作物种植决策权，着重完善农产品价格预期形成及传导机制，同时适当改善交通状况，推动农业按比较利益调整种植结构，也是促进土地生产率提高和农业增长的有效手段。

参考文献:

[1] KUZNETS S. Growth and Structural Shifts, In W Galenson, eds. Economic Growth and Structural Change in Taiwan:The Postwar Experience of the Republic of China[C]. London, MA:Cornell University Press , 1979.

[2] SYRQUIN M. Resource Reallocation and Productivity Growth, In M Syrquin, L Taylor and L E Westphal, Economic Structure and Performance:Essays in Honor of Hollis B. Chenery[C]. New York:Academic Press,1984.

[3] TIMMER C P. Farmers and Markets:The Political Economy of New Paradigms[J]. American Journal of Agricultural Economics,1997 ,79(2): 621 - 627.

[4] HUFFMAN W E,EVENSON R E. Structural and Productivity Change in US Agriculture,1950 - 1982[J]. Agricultural Economics, 2000,24(2): 127 - 147.

[5] KUROSAKI T. Specialization and Diversification in Agricultural Transformation:The Case of West Punjab,1903 - 92 [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2003,85(2).

[6] NELSON R R,PACK H. The Asian Miracle and Modern Growth Theory[J]. Economic Journal, 1999, 109(457): 416 - 436.

[7] TIMMER M P,SZIRMAI A. Productivity Growth in Asian Manufacturing: The Structural Bonus Hypothesis Examined[J]. Structural Change and Economic Dynamics ,2000,11(4):371 - 392.

[9] 林毅夫. 中国的农村改革与农业增长. 制度、技术与中国农业发展[M]. 上海人民出版社,2005.

[10] 乔 榛,焦方义,李 楠. 中国农村经济制度变迁与农业增长[J]. 经济研究,2006,(7).

[11] 陈卫平. 中国农业生产率增长、技术进步与效率变化:1990 ~ 2003 年[J]. 中国农村观察,2006,(1).

[12] 王红林、张林秀. 农业可持续发展中公共投资作用研究[J]. 中国软科学,2002,(10).

[13] 姚 洋. 土地、制度和农业发展[M]. 北京大学出版社,2005.

The Impact of Agricultural Structural Optimization on Land productivity and Agricultural Growth

QIU Jun-jie

(*College of Economics and Management*, *South China Agricultural University*; *Guangzhou* 510642, *China*)

Abstract: The role of structural change in explaining agricultural growth is known to many researchers, this paper divides the factors of agricultural growth into two parts——structural change and non-structural change, and makes use of the productivity-decomposition method and the data of land productivity from 1979 to 2006 to assess the effects due to structural change in agricultural growth, then adopts a experiential model to test the factors relating to structural advantage in agriculture. The results show that the price expectation of farm produce explain the contribution of structural change to agricultural growth in china.

Key Words: Agricultural Structural Optimization; Productivity of Land; Agricultural Economic Growth