文章编号:1002 - 980X(2007)07 - 0069 - 05

# 要素投入结构变化对中国农业增长影响的实证研究

赵建欣1,2,张忠根1

(1. 浙江大学 管理学院, 杭州 310029; 2. 河北经贸大学 商学院, 石家庄 050061)

摘要:从生产要素结构变动的角度,分析了1985年与2004年中国各省(市、区)农业生产要素投入比例的变化,然后借助计量经济模型检验了两个时期要素产出弹性的差异。结果显示:随着资源配置市场化的深入,土地与劳动力在农业生产中的投入比例呈下降趋势,而资本的投入比例日益上升。就产出弹性而言,2004年资本要素的产出弹性最大,劳动次之,土地的产出弹性最小。但与1985年相比,各要素的产出弹性变化趋势不同,其中资本与土地的产出弹性呈现幅度不等的下降,而劳动的产出弹性则是上升的。研究同时表明中国农业产出处于规模报酬递增阶段,近期内增加农业的资本投入对农业的增长仍具有重要意义。

关键词:要素禀赋结构;产出弹性;农业增长

中图分类号:F304.4 文献标志码:A

改革开放以来,中国农业保持了较高速度的增长,按可比价格计算,2004年农林牧渔总产值比1985年提高了1.96倍,年均增长5.88%。国内学者从不同角度揭示了中国农业增长的原因:顾焕章[1]、朱希刚[2]、米建伟[3]、陈卫平[4]等从技术进步、效率变化的角度解释了中国农业的增长;林毅夫[5-6]认为联产承包责任制代替人民公社制度是20世纪80年代初期农业快速发展的重要原因;龚六堂、谢丹阳[7]讨论了我国各省份之间的生产要素配置的有效性问题。但是由于受农业生产要素价格资料的限制(如土地),从要素禀赋结构角度研究中国农业发展的文献尚未发现。本文利用国际贸易中的要素禀赋系数,构建了一个"要素禀赋结构指数",试图从要素禀赋结构变化的角度对中国农业增长的原因给予新的解释。

## 1 理论与方法

## 1.1 要素禀赋结构

生产要素是决定经济发展的重要因素之一,要素禀赋是指要素的存在状态。要素禀赋论最早由赫克歇尔和俄林提出,用来解释由于区域间生产要素禀赋不同,从而导致生产要素相对价格的差异,以及由此决定的产品比较成本的区域差异。要素禀赋论原本是以贸易发生时各区域拥有的生产要素总量既

定不变且得到充分利用为前提进行短期静态分析 的,这一理论为国际贸易的产生提供了理论支持。 但从长期来看,各国或各地区拥有的资源量从而要 素禀赋结构是不断变化的。比如原始社会投入农业 生产的要素只有土地和劳动,随着社会的发展人们 对耕作经验的积累,有机肥的施用大大提高了农作 物产量,成为农业生产中不可或缺的一种生产要素。 伴随着技术进步,大量机械、化肥、农药、除草剂等现 代农业生产资料用于农业生产使得农作物产量大幅 度提高,这些生产要素在现代农业生产中发挥着举 足轻重的作用。因此,从动态的视角分析,经济处于 不同的发展阶段,投入生产的要素种类、数量、质量 都会发生变化,从而导致要素禀赋结构的变化。根 据古典经济增长理论,经济增长的源泉主要来自三 个方面:一是各生产要素投入的增加;二是全要素生 产率的提高:三是要素配置的优化。要素禀赋结构 的变化在一定程度上体现了资源配置的改善,因此 要素禀赋结构的变化也是经济增长的一个动因。

资源禀赋系数是国际上常用的一种能比较准确地反映一个国家某种资源相对丰富程度的指标,可以用来评价一个地区的资源禀赋状况。在农业中,反映生产要素禀赋状况的指标主要有耕地面积、农业劳动力和资本投入。本文借鉴常向阳、姚华锋<sup>[8]</sup>的国内资源要素禀赋公式计算各要素禀赋系数,然

收稿日期:2007 ─03 ─12

作者简介:赵建欣(1974-),女,浙江大学管理学院博士生,河北经贸大学教师,主要研究方向:农业发展、技术进步;张忠根,男,浙江大学管理学院教授,博士生导师。

<u>技术经济</u> 第 26 卷 第 7 期

后根据该系数构建"要素禀赋结构指数",用来分析各省(市、区)投入农业的要素比例的变化情况。

土地要素禀赋系数 Ti 的计算公式为:

$$T_i = (t_i/t)/(y_i/y) \tag{1}$$

式(1) 中,  $t_i$  为 i 省(市、区) 拥有的耕地资源, t 为全国耕地资源总量,  $y_i$  为 i 省(市、区) 的农林牧渔总产值, y 为全国农业总产值。

资本要素禀赋系数 Ki 的计算公式为:

$$K_i = (k_i/k)/(y_i/y)$$
 (2)

式(2)中的  $k_i$  为 i 省(市、区) 对农业的资本投入,k 为全国对农业的资本投入。 $y_i$  与 y 同(1) 式。

农业劳动力要素禀赋系数 L; 的计算公式为:

$$L_i = (l_i/l)/(y_i/y)$$
(3)

式(3)中的 $l_i$ 为第i省(市、区)投入的农业劳动力,l为全国农业劳动力数量。 $y_i$ 与y同(1)式。

利用(1)、(2)、(3)式可以计算出各省(市、区)的要素禀赋系数。因为要素禀赋系数无量纲,我们利用要素禀赋系数构建了反映各省要素投入结构的"要素结构指数"。

"土地要素结构指数"由下式求得:

$$T = T_i / (T_i + K_i + L_i)$$
(4)

同理,"资本要素结构指数"的计算公式为:

$$K = K_i / (T_i + K_i + L_i)$$
(5)

"劳动要素结构指数"的计算公式为:

$$L = L_i / \left( T_i + K_i + L_i \right) \tag{6}$$

式(4)、(5)、(6)中的i代表第i个省(市、区)。

## 1.2 要素产出弹性

计算产出弹性需要借助于生产函数。因为 C-D 生产函数线性化后的系数为各要素的产出弹性,各系数的代数和为生产力弹性,本文借助该函数反映要素弹性的变化。C-D生产函数的一般形式为

$$y = A \qquad x_i^{a_i} \circ$$

要素的产出弹性是在技术水平、投入要素价格以及其它投入不变的条件下,一种要素投入量变动时所导致的产出的相对变化程度。若弹性系数  $a_i > 1$ ,说明该种要素的产出效应处于递增阶段,应增加其投入量;当  $0 < a_i < 1$  时,要素的产出效应处于递减阶段,应根据平衡原理确定合适的投入水平;若弹性系数  $a_i < 0$ ,要素的产出效应处于负效应阶段,应减少其投入量。当  $a_i > 1$  时,表明多项因素增加 k%,产出增加超过 k%;当  $a_i = 1$  时,表明多项因素增项因素增加 k%,产出增加 k%;当  $a_i < 1$ 

时, 表明多项因素增加 k%,产出增加小于 k%;当  $a_i < 0$  时, 表明多项因素增加 k%,产出反而减少 k%。

## 2 指标选取与数据说明

农业生产中最基本的生产要素是土地、资本和劳动,本文在考察要素禀赋结构变化时也主要考虑这三种要素。下面的计量模型以这三种要素作自变量,以农林牧渔总产值为因变量。数据的取样时间定为 1985 年和 2004 年,主要基于两方面考虑:一是1979 年到 1982 年是我国推行家庭联产承包责任制时期,此后两三年,农业投入虽有所增加,但农业异常迅速增长主要归因于制度变迁所带来的农业生产力的快速释放;二是从 1984 年政府允许农民在自理口粮的基础上进入城镇,农村劳动力可以开始跨区域流动。

另外,考虑到数据的前后一致性和便于比较,对于资料不全和无法获得的地区不纳入本研究的范围内,如海南省、澳门、香港和台湾地区;能够合并的则合并计算,如重庆市纳入四川省计算。本文的数据资料来自《中国农村统计年鉴》(1986 年和 2005年)、《中国农业年鉴》(1986 年和 2005年),《中国农业年鉴》(1986 年和 2005年),涉及到的价值指标用相应的价格指数进行了平减。

- 1)农业产出。农业产出可以从实物量和价值量两个角度去衡量,但实物量种类繁多不能加总。农业产出的价值指标有农林牧渔业总产值和农林牧渔业增加值。增加值为总产值扣除中间投入后的余额,与总产值相比较,其优点在于避免了中间产品的重复计算,能更科学地反映农业总产出。但是,由于1985年的统计资料中没有该指标的数据,我们选用以不变价格计算的农林牧渔业总产值表示农业产出,用GDP指数对其进行了平减。
- 2) 土地投入。土地投入指标有耕地面积和播种面积之分。朱希刚<sup>[2]</sup> 认为用播种面积来反映土地在农业增长的作用是不科学的,因为播种面积的变化是一种"结果",直接原因是种子、肥料、动力、灌溉等物质投入和劳动量的增加,把播种面积、劳动力、资金等要素并列起来,包含重复的意思。从计量角度来看,如果把播种面积与劳动力投入同时纳入模型会产生解释变量的多重共线性,影响参数的有效性和模型的稳定性。因此,本文用耕地面积指标反映土地投入情况。
  - 3) 资本投入。农业资本投入包括固定资产存量

和中间物质消耗两大部分。农业固定资产包括生产 用房屋及建筑物,役畜、种畜及产品畜,大中型铁木 农具,以及农林牧渔业机械等。农业中间物质消耗 包括用种、饲料、肥料、燃料、农药、农用塑料薄膜、用 电量、小农具购置、办公用品购置、畜牧用药品、生产 服务支出。二者在生产过程中的运转周期和所起的 作用差别很大,将二者简单归并缺乏实际意义[2]。 在农业生产实践中对于生产经营者来说,使用固定 资产的费用已计入了农业中间物质消耗的生产服务 支出一项。因此,我们可以用农业中间物质消耗表 示资本投入。

4) 劳动投入。理论上衡量劳动投入最合理的指 标是投入农业生产的劳动工时,但由于统计资料的限 制,我们用农林牧渔业劳动力作为劳动的投入指标。

需要说明的是,1985年的统计中农林牧副渔总

产值、物质消耗以及劳动力包括了副业,本文没有在 1985年的产出与投入指标中剔除这一项。原因是 从 1990 年起在统计中把副业中的采集野生植物果 实等、农业家庭兼营商品性工业这两部分归入小农 业,而捕猎和饲养野生动物则被归入牧业,这只是统 计内容的重新安排,实质上并未影响总产值及相关 投入的一致计量[9]。

#### 实证结果与分析 3

## 3.1 要素投入结构变化

根据前面的要素禀赋结构指数计算公式,我们 计算了全国各省(市、区)1985年和2004年三种要 素的结构指数。为了考察要素投入比例的变化是否 对农业产出有影响,我们还计算了单位土地产值年 均增长率。

	表 1	1985 年与 2004 年各省市农业要素结构指数和单位土地年均产值增长率
--	-----	---------------------------------------

	1985 年			2004 年			<del></del>	
省份	资本结	土地结	劳动结	资本结	土地结	劳动结	单位土地产值	
	构指数	构指数	构指数	构指数	构指数	构指数	年均增长率(%)	
福建	39.89	25.15	34.96	49.57	14.87	35.57	13.81	
上海	43.71	22.22	34.06	58.93	13.42	27.65	12. 61 12. 57 12. 51	
北京	45.21	24.92	29.87	63.9	15.67	20.43		
湖南	29.67	32.64	37.69	36.8	21.4	41.81		
广东	36.89	25.93	37.18	38.21	18.42	43.37	12.38	
河南	27.49	36.75	35.77	33.46	26.38	40.16	12.1	
河北	28.75	37.34	33.91	37.17	30.59	32.24	11.98	
江西	29.09	37.73	33.21	32.41	28.12	39.47	11.96	
浙江	37.17	24.53	38.3	34.9	17.25	47.84	11.87	
天津	39.15	28.81	32.04	53.74	23.76	22.5	11.66 10.89 10.7	
江苏	40.39	27.46	32.14	41.91	24.43	33.66		
山东	38.47	28.73	31.8	45.17	24.07	30.76		
湖北	32.76	35.45	31.78	36.64	31.8	31.56	10.45	
广西	30.16	30.07	39.76	30.78	29.67	39.55	10.13	
安徽	32.67	34.56	32.77	30.99	30.33	38.68	9.9	
四川	30.69	28.97	40.35	29.28	30.05	40.67	9.28 9 8.72 7.1 7.1 6.96 6.9	
辽宁	48.82	28.76	24.42	45.46	32.48	22.06		
新疆	33.97	43.99	22.04	29.94	55.63	14.43		
陕西	29.37	38.01	32.62	20.47	46.08	33.44		
甘肃	26.74	40.87	32.39	18.12	52.79	29.09		
内蒙	29.76	48.82	21.92	17.35	67.99	14.66		
云南	24.13	31.99	43.88	20.63	43.44	35.93		
吉林	43.04	40.19	16.77	32.85	51.07	16.07	6.88	
宁夏	29.62	44.76	25.59	23.88	53.12	23.00	6.75	
黑龙江	33.58	52.71	13.7	26.23	60.99	12.79	6.24	
山西	29.78	40.49	29.73	20.06	50.52	29.43	6.13	
青海	33.78	31.87	34.35	15.65	50.15	34.2	5.6	
贵州	26.41	30.42	43.17	14.69	42.32	42.98	4.66	
西藏	36.76	23.99	39.25	19.55	45.64	34.81	4.21	

技术经济 第 26 卷 第 7 期

从表 1 可以看出,资本要素结构指数提高的省 (市、区)大部分分布在我国的东部和中部地区。究 其原因一是因为这些省份经济基础较好,对农业的 投资相应的也较多,如上海、北京。二是因为东南沿 海地区特殊的区位,具有吸引外资的优势,如福建省 就吸引了大量的外资投入农业。资本要素结构指数 高的省份,其单位土地产值年均增长率业也较快,说 明支撑这些省(市、区)农业快速增长的主要因素是 资本投入的增加。生产率变动是众多要素共同作用 的结果。从技术进步的形态是否有物化性或体现型 的视角来分析,可把生产率的变动划分为中性技术 进步和物化技术进步。物化技术进步是附着于投入 要素,并与要素质量提高有关的技术进步[10]。显 然,包含在资本投入中的技术进步对经济增长的贡 献越大,资本在要素投入中所占的份额也就越大。 我们认为,技术进步已经部分物化到资本投入中,资 本要素结构指数的提高暗含着更多技术的采用。也 就是说,这些省份有更多的农业技术应用到生产当 中。

土地要素结构指数降低与工业化和城市化进程有关。这些省(市、区)的工业化和城市化进程较快,有相对较多的农业用地转变为非农用地,同时,农业中投入的资本和劳动相对增加。土地要素结构指数提高的省份有:四川、辽宁、新疆、陕西、甘肃、内蒙、云南、吉林、宁夏、黑龙江、山西、青海、贵州和西藏。其原因一是这些省份的耕地面积绝对量增加较快;二是这几个省份地处内陆,工业化和城市化速度缓慢,相应的耕地面积减少不多,投入农业的资本量增长却较少。

我国农业劳动力的大规模区域性转移使得部分省(市、区)的劳动要素结构指数呈下降趋势。劳动要素结构指数提高的省份有广东、浙江、湖南、河南、江西、四川、安徽、青海、陕西。其原因我们归结于三点:一是农村劳动力经过一段时期的转移,转移速度下降,转移规模减小,甚至部分地区出现劳动力的回流现象,如广东和浙江省;二是随着农业产业结构的调整,有些省市在市场的引导下结合自己的区位优势发展蔬菜、花卉等劳动力密集型产业,对劳动力的需求增加;三是整个农村人口的快速增加使得从事农业生产的劳动力也相应增加。

总体来看,物质资本投入是我国各省(市、区)农业增长及其差异存在的主要原因;劳动的贡献次之; 土地仅是农业生产的载体,它的变化对单位土地年均增长率变化的影响不大。

## 3.2 要素产出弹性分析

前面对各省(市、区)农业要素禀赋结构变化与单位土地年均产值增长率的关系的分析表明:资本要素结构指数越高农业增长越快。根据边际生产力递减规律,随着要素投入的增加其边际产出递减。中国农业生产要素的产出弹性变化是否符合边际生产率递减规律?中国农业增长的空间有多大?我们用以下计量模型来加以验证:

 $y_t = A K_t L_t T_t e^u$ 

式中: $y_t$  为农林牧渔业产值; $K_t$  为资本投入; $L_t$  为劳动投入; $T_t$  为土地投入,u 为模型的随机误差 项。

把模型线性化后分别对 1985 年和 2004 年的投入、产出进行分析。由于用截面数据作样本极易产生异方差问题,我们首先对模型进行了异方差检验。对 1985 年的生产函数经 White (cross term) 检验, $nR^2 = 19.603143$ ,伴随概率为0.04239,在5%的显著性水平下拒绝同方差假设。2004年的生产函数对应的  $nR^2 = 22.92181$ ,伴随概率为0.006374,在5%的显著性水平下拒绝同方差假设。故对两个时期均采用加权最小二乘法(WLS)对模型进行估计。

我们还用 Wald 检验方法检验了规模报酬不变的假设,即 + + = 1 的假设。Wald 检验是利用无约束回归方程  $\ln(y_t) = \ln(A_t) + \ln(K_t) + \ln(L_t)$  和  $\ln(L_t) + \ln(T_t)$  的回归结果,对  $\ln(K_t) \cdot \ln(L_t)$  和  $\ln(T_t)$  的系数进行线性约束检验。1985 年的模型 Wald 检验对应的 F 统计量为5. 336 5,伴随概率为0. 029 423,所以在5%的显著性水平下拒绝 + + = 1 的假设;2005 年的模型 Wald 检验对应的 F 统计量为39. 392 07,伴随概率为0. 000 001,在5%的显著性水平下拒绝 + + = 1 的假设。

从两个时期的回归结果来看,调整后的  $R^2$  接近于 1,模型拟合效果很理想; F 值在 5%的显著性水平下都能通过检验,说明线性化后的模型整体线性关系显著,模型形式选择合适;模型参数的显著性检验只有 1985 年的劳动力的系数在 10%的显著性水平下才能通过检验,其它均能在 5%的显著性水平下通过检验,说明所选择的自变量对因变量的解释能力较强。

结果分析:从 1985 年的结果可以看出资本的产出弹性为0. 893 9,土地的产出弹性为0. 079 1,劳动的产出弹性为0. 063 5。尽管 2004 年资本的产出弹性达到了0. 814 6,但与 1985 年相比下降了约 9 个百分点,符合边际报酬递减的规律。2004 年土地的

471√V <del>11.</del> □		1985 年		2004 年			
解释变量	系数 t值 P值			系数 t 值 P 值			
常数项	0.415 0	2.865 4	0.008 3	0. 454 7	4. 855 1	0. 000 1	
资本投入	0.8939	21.441 6	0.000 0	0. 814 6	30. 235 4	0.0000	
耕地面积	0.079 1	3.580 7	0.0014	0. 070 5	4. 799 4	0. 000 1	
劳动力	0.063 5	1.858 9	0.074 9	0. 134 0	9. 911 1	0.0000	
$R^2$		0. 994 2		0. 998 7			
调整后 R <sup>2</sup>		0.993 5		0. 997 6			
F 值		143 558 5		656 364. 2			

表 2 1985 年与 2004 年农业总量生产函数的 WLS 估计结果

产出弹性有所递减但并不显著,由 1985 年的 0.079 1降到0.070 5;劳动的产出弹性从 1985 年的 0.063 5上升到0.134 0,这是由于二十年来农村大规模劳动力的转移使农业劳动力变得相对稀缺。

两个时期每一种要素的弹性系数都大于 0 小于 1 ,表明三种要素投入均处于合理阶段;要素弹性系数之和均大于 1 ,在 5 %的显著性水平下拒绝规模报酬不变的假设,再进一步进行单边检验表明农业生产处于规模报酬递增阶段。1985 年三种要素弹性之和为1. 036 5 ,2004 年要素弹性之和为1. 019 1 ,表明虽然农业生产处于规模报酬递增阶段,但是增长的速度在降低。

## 4 简要结论及讨论

本文借助要素禀赋和生产函数理论的分析框架,研究了1985年和2004年近二十年前后中国要素禀赋结构和要素产出弹性的变化,通过对样本数据的计量检验和分析,得出了以下几点主要结论:

- 1) 改革开放早期阶段,中国要素禀赋的特征是资本和技术比较缺乏,物资相对紧缺,劳动力和土地资源相对丰富,劳动成本具有相对比较优势。农业生产的特征主要表现为低成本的劳动要素替代高成本的资本和技术要素。
- 2)从 2004 年的总量生产函数来看,农业资本的产出弹性较大,增加对农业的资本投入在近期内对农业的发展仍具有重要意义。农业劳动力的产出弹性较低,说明农业劳动力在数量上存在较大富裕,在不影响农业生产的情况下劳动力还存在转移的空间。大部分省市的耕地面积都在减少,虽然耕地面积相对于资本投入和劳动力来说对农业的产出弹性较小,但土地是农业生产的载体,耕地面积的缩减会直接影响农作物的产量,所以在城市化过程中政府应采取相应的措施尽量避免农业用地转化为非农业用地。

3) 虽然投入的变化尤其是资本投入的增加是导致 20 年来农业产出增长的重要原因之一,今后相当一段时间内我国经济增长仍将主要依赖于要素投入的增长。但从农业长期持续增长的角度来看,中国农业不能再象过去一样依赖于要素投入,因为尽管农业产出还处于规模报酬递增阶段,但规模报酬递增并不明显,通过要素投入增加来发展农业的潜力有限,同时,随着工业化和城市化的推进,农业劳动力将会进一步减少;有一部分耕地还会转化为非农用地;环境意识和资源限制意味着将会使农民进一步地消减物质投入,尤其是农药和化肥的投入。所以今后农业的增长应当更多地依赖于技术进步,提高全要素生产率。

必须说明的是,本文忽略了人力资本提升在农业生产中的作用,虽然在整体上并不影响本文的分析结果,但这会造成资本和土地产出弹性的高估。因此,为准确的把握投入要素的弹性变化,在后续的研究中,应对上述问题做出更为充分的考察。

## 参考文献

- [1]顾焕章,王培志.农业技术进步对农业经济增长贡献的定量研究[M]//农业技术进步测定的理论方法.北京:中国农业科技出版社,1994:178-187.
- [2]朱希刚,史照林. 我国七五期间农业技术进步贡献测算分析 [M]//农业技术进步测定的理论方法. 北京:中国农业科技出版社,1994:159-177.
- [3]米建伟,章奇,梁勤. 中国农业生产率的变化及分解[J]. 中国农业经济论坛,2005(3):60 72.
- [4]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):18-23.
- [5]林毅夫. 要素禀赋比较优势与经济发展[J]. 中国改革, 1999(8):14-16.
- [6]林毅夫. 制度、技术与中国农业发展[M]. 上海:上海人民出版社,2000:103-125.
- [7]龚六堂,谢丹阳. 我国省份之间的要素流动和边际生产率的 差异分析[J]. 经济研究,2004(1):45-53.
- [8]常向阳,姚华锋.农业技术选择影响因素的实证分析[J]. 中国农村经济,2005 (10):36-41.

(下转第128页)

技术经济 第 26 卷 第 7 期

社.2002.

[2]夏博辉. 金融机构财务分析[M]. 北京:中国金融出版社, 2002.

[3]李光辉. 商业银行经营管理[M]. 北京:中国金融出版社,

2004.

[4]车迎新. 商业银行内部控制评价办法实施指南[M]. 北京:中国金融出版社,2006.

## Research on Chinese Commercial Banks Strategic Cost Management

#### JING Fan

(China Construction Bank Dalian Branch ,Dalian Liaoning 116001 ,China)

Abstract: With the accelerated development paces of share ownership reforms in Chinese commercial banks. , in order to maintain their competitive advantages, all banks start to compete in all dimensions such as products, service, price and human resourse etc. According to the view of cost, it has become one of the key points of core competency weather or not commercial banks can change the limit of traditional cost management and approach the strategic effective cost management so build up their own lower cost competitive advantage. This article not only compares the difference between traditional cost management and strategic cost management and analysts advantage of strategic cost management and necessity of the commercial banks approach strategic cost management, but also builds up current best model how commercial banks facilitate the strategic cost management in specific situations.

Key words: commercial banks; strategic cost management; core competency

## (上接第73页)

[9]赵芝俊,张社梅. 近 20 年中国农业技术进步贡献率的变动趋势[J]. 中国农村经济,2006(3):4-12,22.

[10]黄先海,刘毅群. 物化性技术进步与我国工业生产率增长 [J]. 数量经济与技术经济研究,2006(4):52-60.

# An Empirical Research of the Change of Agricultural Production Factors on Chinese Agriculture Growth

ZHAO Jian-xin 1,2, ZHAN G Zhong-gen 1

(1. School of Management , Zhejiang University , Hangzhou 310029 , China ;

2. School of Business Management, Hebei University of Economics and Business, Shijiazhuang 050061, China)

**Abstract:** Based on the analysis of composition for agricultural production factors, this paper compares the difference between proportions for agricultural production factor input of 29 provinces of China in 1985 and 2004, and then examines the difference of output elasticity for every factor over two periods by econometric models. The results show that with the development of market, the proportion of input for land and labor is decreasing, while that of capital is increasing. As for as the output elasticity is concerned, the highest is that of capital, followed by those of labor and land in turn in 2004. Compared with those of 1985, the output elasticity for capital, land and labor changed differentially, during which the first two declined in different scales, while the last increased. The findings also show that Chinese agriculture is experiencing the period of increasing margin for factor inputs, and it is of great importance to increase the input of capital in the near future.

Key words: composition of production factors; output elasticity; chinese agricultural growth

(上接第 106 页)

## Research on the Price Volatility of the Wheat Future Market and the Samuelson Hypothesis

ZHANG Qi-wen, XING Yuan-yuan

(College of Economic & Management , Northeast Agriculture University , Harbin 150030 , China)

**Abstract:** The ARCH effect of the return time series of Chinese wheat futures is argued by analyzing their distribution of the earnings yield and volatility. The ARMA - GARCH models show that the futures markets are with strong clustering and persistence characteristics. The article proves that the Samuelson Hypothesis dose exist in a majority of the contracts analyzed through adding the dummy variable.

Key words: volatility; ARCH model; samuelson hypothesis

128