

舒银燕. 西部地区农业全要素生产率增长及其影响因素分析[J]. 江苏农业科学, 2014, 42(5): 377-381.

西部地区农业全要素生产率增长及其影响因素分析

舒银燕

(广西财经学院经济与贸易学院, 广西南宁 530003)

摘要:采用 DEA - Malmquist 指数的估算结果表明, 1986—2010 年西部地区农业全要素生产率增长主要来源于技术进步和规模效率的改善。实证分析表明, 人力资本存量的提高、财政科教文卫支出和支农支出的增加促进了西部地区农业全要素生产率增长; 工业发展对农业技术进步的促进作用显著, 劳动力非农化有利于改善农业规模效率, 但不利于农业纯技术效率的改善。

关键词:农业全要素生产率; 影响因素; 西部地区; 技术进步; 规模效率

中图分类号: F327 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2014)05-0377-04

加快传统农业向现代农业转变, 实现农业现代化, 是弱化二元经济结构, 缩小城乡差距的重要途径。农业生产率是农业经济发展的根本问题。农业全要素生产率 (total factor productivity, 简称 TFP) 的差异是农业增长地区差异的主要来源^[1]。Jin 等^[2]、Rozelle 等^[3]基于调查数据发现, 1990 年以前的农业 TFP 主要来源于要素投入, 1990 年之后则主要来自于技术进步。米建伟等应用双对数模型对农业 TFP 与公共投资的省级面板数据的实证分析发现, 农业科研投资与水利灌溉投资能够显著促进全要素生产率提高, 教育投资的影响不显著^[4]。余建斌等基于随机前沿生产函数对 1997—2005 年全国 31 个省(区、市)农业生产技术效率进行分析, 研究表明我国存在显著的效率损失, 加强农业水利基础设施建设是提高我国农业生产技术效率的最有效措施^[5]。车维汉等基于空间面板分析表明, 地理因素、土地利用能力、工业化进程、对外开放和科技水平对我国的农业全要素生产率增长影响显著^[6]。方福前等采用两阶段最小二乘法分析表明, 技术进步是我国农业全要素生产率增长的主要原因, 农业从业人员、财政支农力度和农业在整体经济中的地位对农业全要素生产率增长的影响显著^[7]。朱喜等的实证分析表明, 东、中、西部等不同地区农户要素配置的扭曲存在显著差异, 西部地区资源配置扭曲较为严重, 其扭曲程度主要取决于农村非农就业机会、金融市场和土地规模, 在不考虑技术因素的情况下, 若消除资本和劳动配置的扭曲, 西部地区农业全要素生产率的改进空间超过 30%^[8]。上述研究表明了农业全要素生产率增长的影响因素的复杂性, 但现有文献对西部地区农业全要素生产率增长及其分解成分的影响因素的研究偏少。本文采用 DEA - Malmquist 指数和 Panel - data 模型对西部地区农业全要素生产率增长变化特征及其影响因素进行实证研究, 为探索促进西部地区农业生产效率和向现代农业转型的具体路径提供參考。

1 西部地区农业全要素生产率测度

1.1 测度方法

测度全要素生产率的方法主要有基于生产函数的增长核算法、参数方法和非参数方法。非参数方法中, 数据包络分析方法应用广泛, 其中 DEA - Malmquist 指数方法相较于传统方法而言, 具有不要求价格信息, 不用假定所有研究对象(厂商或产业)都是技术有效的, 不需要设定行为目标, 可对多投入和多产出的效率进行分析, 允许全要素生产率变化被分解成一些成分等优点。因此, 本文采用 DEA - Malmquist 指数方法估算农业全要素生产率。采用非参数的数据包络分析方法, 基于产出导向构造 t 时期可变规模报酬 (VRS) 的技术前沿: $L_v^t = \{ (x^t, y^t); \sum_{j=1}^n z_j y_j^t; \sum_{j=1}^n z_j x_j^t \leq x^t; \sum_{j=1}^n z_j = 1; z_j \geq 0; j = 1, \dots, n \}$ 。

Malmquist 指数可以分解为“纯”技术效率 (PECH)、规模效率 (SECH) 和技术进步 (TCH) 3 个部分:

$$M_{v,c}^{t,t+1} = \frac{D_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_v^t(x^t, y^t)} \cdot \left[\frac{D_v^t(x^t, y^t)}{D_c^t(x^t, y^t)} \div \frac{D_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right] \cdot \left[\frac{D_c^t(x^t, y^t)}{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \cdot \frac{D_c^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} = PECH \times SECH \times TCH. \quad (2)$$

(2) 式是基于规模报酬变动的假定, 相对于 VRS 技术预测距离函数, 能够实现对技术效率变化的分解。下标为 v 的表示的是变动规模报酬的情况, 下标为 c 的表示固定报酬下的情况。PECH 表示纯技术效率变化, 表明在变动规模报酬情况下决策单元相对于生产前沿的距离, 这就在技术效率分析中不包含规模因素情况, 其效率值反映纯技术效率的变化。若 $PECH > 1$, 表明决策单元以较有纯技术效率的方式生产; 若 $PECH < 1$, 表明决策单元未能以较有效率的方式生产, 称为纯粹技术无效率。SECH 表示规模效率变化, 反映不同时期 (t 和 $t+1$ 期) 的投入在同一生产前沿面上的规模效率变动情况。若 $SECH > 1$, 说明决策单元具有规模效率; 若 $SECH < 1$, 说明决策单元不具有规模效率。TCH 表示技术变化, 反映生产前沿面的变动。若 $TCH > 1$, 说明技术进步。

1.2 测度指标的选取

投入变量包括劳动投入量 (L)、资本投入量 (K)、土地投

收稿日期: 2013-11-12

基金项目: 国家自然科学基金 (编号: 71263005/G0306)。

作者简介: 舒银燕 (1979—), 女, 广西资源人, 博士, 讲师, 主要研究方向为区域经济协调发展。E-mail: shuyinyan@126.com。

入量(M)。劳动投入量采用各省(区、市)历年年末第一产业的从业人员数表示农业生产的劳动投入量(单位:万人)。农业生产资本投入量,拟采用农业机械总动力和化肥施用量来表示。农业机械总动力是指投入农业生产的耕作、排灌、收获、农业运输、植物保护机械、牧业、林业、渔业及其他农业机械动力的总和。化肥投入量,是指年度内实际用于农业生产的化肥施用量(折纯量)。土地投入量,采用各省(区、市)历年年末农作物播种面积代表农业生产的土地投入量。

产出变量采用第一产业生产总值表示,为了剔除价格变动的影响,把历年各省(区、市)的第一产业生产总值换算成以 1978 年为基期的实际产值。

考虑到数据的可获得性,研究的样本包括内蒙古、广西、重庆、四川、云南、贵州、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。本文把 1997 年之后重庆与四川的数据合并在一起,样本数为 10 个省区。样本的时间区段确定为 1986—2010 年。

所用数据均来自《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《新中国六十年统计资料汇编》和各省(区、市)相关年份的统计年鉴。

2 西部地区农业全要素生产率的动态变化及其分解

采用 DEA - Malmquist 指数法估算的西部地区农业全要素生产率及其分解值如表 1 所示。样本期内,其农业 TFP 的平均值为 1.023 3,样本期内增长 2.33%。西部地区农业全要素生产率的增长主要来源于技术进步和规模效率的改善。从表 1 最后一行可以看出,西部地区农业的 TCH 平均值为 1.037 9,技术水平提高 3.79%;SECH 平均值为 1.005 7,规模效率提高 0.57%,PECH 平均值为 0.980 4,小于 1,样本期内西部地区农业生产方式为技术无效率。自 1986 年以来,农业 TFP 增长最快的年份是 2009 年,其增长率为 8.73%,增长最慢的是 1986 年,其 TFP 增长率为 -4.92%。

从农业全要素生产率变动情况看,大致可以划分为 3 个阶段:第一阶段(1986—1989 年),农业的 TFP 值均小于 1,表明农业全要素生产率为负增长。这一阶段,无论是技术进步,还是纯技术效率和规模效率的表现都不利于农业 TFP 增长。第二阶段(1990—1997 年),农业的 TFP 增长状况好转,除 1995 年和 1997 年的 TFP 小于 1 之外,其余年份的 TFP 均大于 1,农业全要素生产率增长的主要来源是农业技术进步,农业生产的规模效率和纯技术效率偏低阻碍了全要素生产率的提高。第三阶段(1998—2010 年),农业的 TFP 值均大于 1,农业全要素生产率保持了稳定增长的趋势。这一时期的农业全要素生产率增长主要来源于技术进步,其次是规模效率的改善,而纯技术效率对 TFP 的提高产生拖累作用。

总的来看,1986—2010 年,西部地区农业全要素生产率增长主要依靠技术进步,其次是规模效率的改进。长期以来其农业生产的纯技术效率的低下,对农业全要素生产率增长产生了负面影响。

3 西部地区农业全要素生产率变动的影响因素分析

3.1 指标的选取与数据来源

3.1.1 指标的选取 农业全要素生产率及其分解成分的变动受生产要素的质量、知识积累与转化、要素配置状况,生产

表 1 西部地区农业全要素生产率变动及其分解

年份	ECH	TCH	PECH	SECH	TFP
1986/1985	1.054 2	0.901 9	1.017 3	1.036 3	0.950 8
1987/1986	0.981 4	1.017 7	0.998 1	0.983 3	0.998 8
1988/1987	1.001 0	0.982 5	1.008 9	0.992 2	0.983 5
1989/1988	0.984 1	0.981 6	0.994 3	0.989 7	0.966 0
1990/1989	1.014 0	1.046 4	1.014 6	0.999 4	1.061 0
1991/1990	0.991 1	1.009 3	0.976 9	1.014 5	1.000 3
1992/1991	0.988 9	1.022 0	0.970 6	1.018 9	1.010 7
1993/1992	0.943 7	1.067 6	0.950 5	0.992 8	1.007 4
1994/1993	0.969 7	1.060 6	0.992 5	0.977 0	1.028 4
1995/1994	0.941 9	1.052 0	0.960 0	0.981 1	0.990 8
1996/1995	0.983 4	1.048 3	0.997 2	0.986 2	1.030 9
1997/1996	0.946 0	1.045 9	0.941 6	1.004 7	0.989 4
1998/1997	0.990 0	1.058 0	0.994 8	0.995 2	1.047 4
1999/1998	0.973 1	1.029 4	0.970 2	1.003 0	1.001 7
2000/1999	0.989 8	1.042 5	0.970 3	1.020 1	1.031 9
2001/2000	1.015 0	1.046 3	0.930 1	1.091 3	1.062 0
2002/2001	1.016 7	1.025 3	0.990 3	1.026 7	1.042 5
2003/2002	0.984 7	1.048 6	0.976 3	1.008 6	1.032 6
2004/2003	0.996 5	1.047 3	0.989 8	1.006 8	1.043 7
2005/2004	0.989 5	1.047 1	0.994 5	0.995 0	1.036 1
2006/2005	0.980 3	1.046 0	0.987 8	0.992 4	1.025 4
2007/2006	0.963 8	1.065 2	0.960 5	1.003 4	1.026 6
2008/2007	1.004 1	1.053 6	1.015 4	0.988 9	1.058 0
2009/2008	0.949 8	1.144 7	0.932 4	1.018 7	1.087 3
2010/2009	0.989 5	1.056 7	0.974 7	1.015 2	1.045 6
平均	0.985 9	1.037 9	0.980 4	1.005 7	1.023 3

规模 and 专业化水平、生产环境与基础设施、制度与政策因素、工业化等因素的影响。

要素质量因素主要考虑人力资本的影响,拟采用农村劳动力人均受教育年限(HC)作为代理指标。本文在 Barro 等的方法^[9]基础上,将农村劳动力人均受教育年限的计算公式确定为: $E = 3H_1 + 6H_2 + 9H_3 + 12H_4 + 12H_5 + 15.5H_6$ (H_1 、 H_2 、 H_3 、 H_4 、 H_5 、 H_6 分别表示文盲与半文盲、小学、初中、中专、高中、大专及以上学历文化程度的劳动力比重)。

知识积累与转化因素。一个地区的知识积累与转化程度,与该地区在科技、教育、文化和卫生等公共服务领域等软环境的改善有关。由于缺乏农村科技研发、教育、文化、卫生财政投入的分项数据,故采用各省(区)科教文卫支出占当年财政支出比重表示。

要素配置状况,拟选用劳均耕地面积(PLA)、单位耕地面积机械化程度(PML)和单位耕地面积化肥使用量(PFE)作为代理指标来表示。其中,PLA 由农业从业劳动力总人数除以当年耕地面积得到;PML = 耕地面积/机械化总动力;PFE = 耕地面积/化肥使用量(折纯量))。

生产规模与专业化程度拟采用农业区位商(LQ)作为代理指标。区位商能反映农业区域专业化程度,其计算公式为: $LQ_{ij} = (Q_{ij}/Q_i)/(Q_j/Q)$ 。其中, LQ_{ij} 表示 j 地区 i 行业的区位商; Q_{ij} 表示 j 地区 i 行业的产出; Q_i 表示全国的 i 行业的产出; Q_j 表示 j 地区全部行业的总产出;Q 表示全国全部行业总产出。

生产环境与基础设施状况,拟采用有效灌溉面积占耕地面积比重(AINF)、受灾面积占耕地面积比重(DIS)、公路网密度(INFR)等3个指标表示。有效耕地面积占耕地面积比重(AINF)越高,表明农业水利基础设施条件越好。各省(区)受灾面积与耕地面积的比值(DIS)越高,表明农业生产的自然环境越恶劣。各省(区)的公路网密度(INFR)由公路里程数(km)与各省的国土面积(km²)的比值得到,反映非生产基础设施水平对农业发展的影响。

政策支持状况,选用财政支农支出占当年财政总支出比重(AGOV)为代理指标。在我国,农业发展长期面临资金不足、农村金融服务发展滞后的制约。在这种情况下,财政支农支出对农业全要素生产率增长具有较大的影响。

工业的外溢效应,拟采用工业化率(INDR)和第一产业就业比重(AEN)作为代理指标。一般情况下,工业化水平的提高有利于为农业生产提供更好的技术支持、农业生产资料,也能够为农业剩余劳动力提供就业机会,工业的就业吸纳能力越强,农业就业比重就下降就快。工业化率用工业产值占当年GDP的比重表示。第一产业就业人员占就业人数比重(AEN)反映农业劳动力转移情况,农业从业人员比重越高越不利于规模效率的提高。

3.1.2 数据来源 本文所采用西部地区各省数据均来自《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》和各省统计年鉴。由于我国统计年鉴中关于农村劳动力文化程度的数据是从1988年开始的,样本时期确定为1988—2010年。

3.2 实证分析

3.2.1 计量模型的设定 被解释变量包括CH、PECH、SECH和TFP,根据经济理论选取解释变量,分别设定4个Panel-data模型:

$$TCH_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}HC + \alpha_{2i}PUB + \alpha_{3i}PLA + \alpha_{4i}LQ + \alpha_{5i}AGOV + \alpha_{6i}INDR + u_{it}; \tag{3}$$

$$PECH_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}HC + \beta_{2i}PUB + \beta_{3i}PLA + \beta_{4i}PML_{it} + \beta_{5i}PFE_{it} + \beta_{6i}LQ + \beta_{7i}AEN + \beta_{8i}AINF + \beta_{9i}DIS + \beta_{10i}INFR + \beta_{11i}AGOV + \beta_{12i}INDR + v_{it}; \tag{4}$$

$$SECH_{it} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i}HC + \gamma_{2i}PLA + \gamma_{3i}PML + \gamma_{4i}LQ + \gamma_{5i}AEN + \gamma_{6i}AINF + \gamma_{7i}INDR + \varepsilon_{it}; \tag{5}$$

$$TFP_{it} = \eta_{0i} + \eta_{1i}HC + \eta_{2i}PUB + \eta_{3i}PLA + \eta_{4i}PML + \eta_{5i}PFE + \eta_{6i}LQ + \eta_{7i}AEN + \eta_{8i}AINF + \eta_{9i}DIS + \eta_{10i}RINF + \eta_{11i}AGOV +$$

$$\eta_{12i}INDR + \mu_{it}。 \tag{6}$$

上述4个计量模型中,*i*表示省区,这里*i*=1,2,⋯,10,表示西部10个省区;*t*表示年份(1988—2010年);*u_{it}*、*v_{it}*、*ε_{it}*和*μ_{it}*表示随机扰动项。

3.2.2 模型的检验 本文使用软件Stata11.0进行模型检验与参数估计。

首先,判断模型是否存在多重共线性,这里采用方差膨胀因子进行检验。一般而言,方差膨胀因子的最大值不超过10,即可认为不存在多重共线性。检验结果表明,方差膨胀因子VIF的最大值为4.11,不超过10,因而模型不存在多重共线性问题。

为避免伪回归,对变量进行单位根检验。如表2所示,TFP、TCH、ECH、SECH、HC、PUB、PLA、DIS、INDR的原序列平稳,其一阶差分序列平稳。AEN、LQ、AGOV、PFE、AINF、INFR的原序列不平稳,其一阶差分平稳。可以进行协整检验。

表2 4个Panel-data模型的ADF检验结果

变量	原序列 (结论)	一阶差分 (结论)	变量	原序列 (结论)	一阶差分 (结论)
TFP	120.359 (平稳)	313.464 (平稳)	AEN	1.855 04 (不平稳)	105.508 (平稳)
TCH	105.845 (平稳)	264.457 (平稳)	LQ	14.280 5 (不平稳)	123.921 (平稳)
ECH	130.09 (平稳)	343.442 (平稳)	AGOV	15.0226 (不平稳)	171.570 (平稳)
SECH	90.43 (平稳)	170.165 (平稳)	PFE	11.763 4 (不平稳)	338.958 (平稳)
HC	45.561 5 (平稳)	108.543 (平稳)	DIS	90.3748 (平稳)	236.426 (平稳)
PUB	91.206 5 (平稳)	177.642 (平稳)	AINF	9.937 11 (不平稳)	100.671 (平稳)
PLA	66.164 7 (平稳)	94.083 8 (平稳)	INFR	0.247 62 (不平稳)	76.401 7 (平稳)
PML	1.7872 5 (不平稳)	59.121 7 (平稳)	INDR	32.193 4 (平稳)	84.156 2 (平稳)

由于Pedroni检验对变量的个数有限制,而联合个体检验要求单个截面内有足够多的数据,故只能选择Kao检验。协整检验结果见表3。检验结果表明,4个模型的变量之间存在协整关系,即变量之间存在长期均衡关系。

表3 4个Panel-data模型的协整检验

Panel-data模型	Kao 检验值	P 值	结论(1%的显著水平)
TCH与HC、PUB、PLA、LQ、AGOV、INDR	-2.729	0.003 2	存在协整关系
PECH与HC、PUB、PLA、PML、PFE、LQ、AEN、AINF、DIS、INFR、AGOV、INDR	-4.972	0.000 0	存在协整关系
SECH与HC、PLA、PML、LQ、AEN、AINF、INFR、INDR	-2.807	0.002 5	存在协整关系
TFP与HC、PUB、PLA、PML、PFE、LQ、AEN、AINF、DIS、INFR、AGOV、INDR	-4.668	0.000 0	存在协整关系

3.2.3 实证结果 根据检验结果,变量之间存在协整关系,因而依据式(3)、(4)、(5)、(6)进行实证分析。首先,进行Hausman检验,检验结果表明TCH、PECH、SECH的影响因素模型应选择固定效应模型,TFP的影响因素模型应建立随机效应模型。考虑到异方差和自相关问题,采用可行广义最小二乘法(FGLS)进行参数估计,模型估计结果如表4所示。

人力资本存量(HC)的提高有利于农业全要素生产率的

增长,对农业技术进步和规模效率改进均具有促进作用,但对农业纯技术效率的提高产生负面影响。由于人力资本存量的提高,有利于农业生产技术的改进,但农村劳动力素质的提高使其更容易向非农产业转移,造成两方面的影响:一方面,素质相对较高的劳动力和青壮年劳动力更容易向非农产业转移,农业就业人员逐步呈现出老龄化趋势,对技术以及农业资源的利用效率造成负面影响;另一方面,剩余劳动力的非农

化,有利于提高农业生产的规模效率。

科教文卫支出占当年财政支出比重(PUB)提高对农业全要素生产率增长具有较大促进作用,对农业技术进步和农业纯技术效率改善均具有促进作用。科教文卫支出有利于提高人口素质和农业技术推广,对促进农业全要素生产率和农业纯技术效率提高具有较为明显的作用,其系数分别为 0.105 3 和 0.208 9。

表 4 西部地区 TFP 及其分解成分的影响因素估计结果

解释变量	模型 1 (TCH)	模型 2 (PECH)	模型 3 (SECH)	模型 4 (TFP)
	固定效应 FGLS	固定效应 FGLS	固定效应 FGLS	随机效应 FGLS
HC	0.017 2 *** (0.004 0)	-0.038 5 *** (0.010 9)	0.040 7 *** (0.007 5)	0.011 1 * (0.005 8)
PUB	0.091 0 *** (0.031 0)	0.208 9 *** (0.050 2)	-	0.105 3 ** (0.053 5)
PLA	-0.060 0 *** (0.016 8)	-0.020 9 (0.053 6)	0.0528 * (0.028 4)	-0.011 5 (0.020 2)
PML	-	0.033 9 *** (0.004 6)	-0.016 4 *** (0.003 6)	0.014 6 *** (0.002 7)
PFE	-	-0.063 0 *** (0.014 5)	-	-0.009 6 (0.011 0)
LQ	-0.006 4 (0.005 8)	0.026 8 (0.026 3)	-0.039 8 *** (0.015 0)	-0.033 3 ** (0.015 7)
AEN	-	0.165 4 ** (0.083 5)	-0.118 7 ** (0.058 3)	-0.006 5 (0.053 1)
AINF	-	-0.204 9 (0.066 8)	0.130 5 *** (0.045 1)	-0.001 3 (0.019 7)
DIS	-	-0.053 6 *** (0.016 4)	-	-0.025 7 * (0.015 4)
INFR	-	-0.089 0 *** (0.033 0)	-	-0.051 2 * (0.027 8)
AGOV	0.078 2 ** (0.036 2)	0.065 2 (0.101 6)	-	0.184 7 *** (0.058 2)
INDR	0.127 7 *** (0.031 1)	-0.169 6 * (0.089 1)	-0.184 7 *** (0.0555)	-0.242 3 *** (0.078 7)
C	0.919 0 *** (0.039 0)	1.240 *** (0.171 9)	0.768 5 *** (0.097 7)	0.989 8 *** (0.074 5)
Wald 检验	137.01	153.50	57.22	152.56
(χ^2 值)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)	(0.000 0)
观察值	230	230	230	230
组(省)数	10	10	10	10

注:(1)括号中的数值为标准差;(2)***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

在反映要素配置状况的 3 个指标(PLA、PML 和 PFE)中,只有单位耕地机械化程度(PML)的提高对农业全要素生产率增长具有促进作用,但不利于农业规模效率的改善。劳均耕地面积(PLA)的提高对农业技术进步产生负面影响,但有利于农业规模效率的提高。单位耕地化肥使用量(PFE)的提高对农业全要素生产率增长的影响并不显著,对农业纯技术效率产生负面影响,这表明农业生产过程中必须适度控制化肥的投入量。

反映生产规模与专业化程度的指标区位商(LQ)对农业全要素生产率增长和农业规模效率的改善具有负面影响,可见,仅有农业生产规模的扩大和区域专业化程度的提高,并不能促进农业 TFP 和农业规模效率的改善。这可能与西部地区农业专业化水平低、社会化服务体系发展滞后有关。

反映生产环境与基础设施的指标中,有效灌溉面积占耕

地面积比重(AINF)的提高有利于促进农业规模效率的改善;受灾面积占耕地面积比重(DIS)和公路网密度(INFR)的提高对农业全要素生产率和农业纯技术效率产生负面影响。

财政支农支出比重(AGOV)的提高有利于促进农业技术水平的提高,其中,农业科技三项费用对农业科技进步有重要促进作用。财政支农支出比重的提高对农业全要素生产率增长产生正的影响。

工业发展对农业产生的外溢效应主要体现为技术反哺和劳动力转移效应。西部地区的工业化率(INDR)的提高对地区农业技术水平具有促进作用,但对农业纯技术效率、规模效率、农业全要素生产率增长产生负面影响。农业就业人员比重(AEN)的提高对农业纯技术效率的提高具有促进作用,但不利于农业规模效率的改善。这表明,样本期内西部地区在劳动力转移过程中,青壮年劳动力的流失不利于农业纯技术效率的改善,但农业剩余劳动力转移有利于优化资源配置,提高规模效率。

4 结论与建议

根据上述分析,得出如下主要结论:

样本期内西部地区农业全要素生产率增长主要来源于农业技术进步,其次是农业规模效率的改善。农业纯技术效率在样本期内下降,对农业全要素生产率增长起到负面影响。人力资本存量的提高对农业技术进步、规模效率进而对全要素生产率增长具有促进作用,但不利于农业纯技术效率的提高。科教文卫支出和支农支出比重的提高有利于促进农业全要素生产率增长。工业化率的提高对农业技术进步具有促进作用,工业发展形成的劳动力转移效应有利于规模效率的改善但对农业纯技术效率的提高产生不利影响。单位耕地机械化程度的提高对农业全要素生产率增长具有促进作用,劳均土地耕作面积的提高和单位面积化肥使用量的增加不利于农业技术进步和纯技术效率的改善。农业受灾面积占耕地面积比重和公路网密度的提高对农业全要素生产率增长产生负面影响。

基于上述结论,提出如下建议:

西部地区不仅要重视农业技术进步,提高规模效率,还应重视改善农业纯技术效率,提高资源的利用水平。首先,加大财政支农支出和科教文卫支出在农村的投入,重点投资用于加强农业劳动力培训,开发适宜西部地区的现代生产工具、提高生产效率,推广适用技术,完善农业生产基础设施等领域,提高农业的防灾减灾能力,为农业全要素生产率的持续增长创造条件。

在促进二元经济结构转换中,政府既要引导剩余劳动力向非农产业和城镇的有序转移,更要实施多重政策。把加强农村人力资本投资和改善农村生活环境作为切入点,提高农业劳动力从业人员素质,并通过改善农村生产生活的基础设施和缩小城乡公共服务差距,提高农村对农业劳动力的吸引力,减缓农业劳动力特别是高素质劳动力过快流失对农业产生的负面影响。

鼓励有条件的地区在提高机械化水平的基础上进行适度规模化经营,促进劳动力、生产工具和土地生产规模的优化配置,同时要避免片面追求耕地规模集中对农业生产造成负面影响。

赵紫薇,王 静. 投资组合理论在风险管理中的应用——以苹果供应链价格风险为例[J]. 江苏农业科学,2014,42(5):381-384.

投资组合理论在风险管理中的应用 ——以苹果供应链价格风险为例

赵紫薇,王 静

(西北农林科技大学经济管理学院,陕西咸阳 712100)

摘要:在构建的苹果供应链终端环节运用投资组合理论,分别研究 Markowitz 均值方差模型和半方差模型对现有可供资源优化配置后供应商所面临的收益和风险情况,并将 2 种模型的实证结果进行对比分析。结果表明:通过均值方差、半方差模型对资源合理配置可以有效分散苹果最终销售价格风险,达到降低苹果供应链价格风险的目的。均值方差模型能有效提高供应价格的稳定性,而半方差模型能更优地降低供应价格风险并具有更广泛的适用性。

关键词:苹果供应链;价格风险;投资组合;均值方差模型;半方差模型

中图分类号: F323.7 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2014)05-0381-04

陕西是著名的苹果生产大省,苹果面积产量品质全国第一,著名品牌有洛川苹果、白水苹果、富县苹果等。陕西生产的苹果 75% 以上销往省外和国外,其中销往外省的约占外销总量的 99.2%。陕西作为各地苹果市场的一个主要供应基地,以陕西苹果对外供应作为始端,在全国各地的市场上销售出去作为终端,形成了一个苹果供应链。国内外专家对这条供应链终端存在的风险及规避方法进行了研究,王艳丽构建了合适的投资组合模型,并运用在多元供应商中^[1];刘国丰通过上证指数构造多个行业整个产业链组合^[2];王性玉等利用 Markowitz 投资组合模型建立了使整个供应链的预期成本

和成本偏差最小化的模型^[3];卫海英等对均值方差模型和半方差模型对比分析,结果发现半方差模型有较高的应用效力标准^[4-5];Ladd 发现,半方差模型抛开收益率正态分布的假设得到的投资风险和超额收益的精确值,更便于进行资产评估和择优^[6];Hogan 等认为,降低方差值不能提高投资收益,因为收益曲线的右尾更长^[7]。目前,关于运用投资组合理论规避供应链风险的研究很有限,且较为宽泛,在该研究中很少会对具体环节具体风险进行分析,而风险厘定控制停留在定性层面的研究较多,但数据支撑不足;半方差的研究和应用很少,且基本都应用于证券领域。因此,本研究锁定供应链风险中的价格风险,用投资组合理论来降低风险,尝试使用 Markowitz 均值方差模型和半方差模型来分散苹果供应链价格风险并进行实证研究。

收稿日期:2013-12-10

基金项目:教育部新世纪优秀人才支持计划(编号:NCET-11-0443);国家自然科学基金(71373207)。

作者简介:赵紫薇(1986—),女,陕西咸阳人,硕士研究生,研究方向为金融工程。E-mail:zhaoziwei101@163.com。

通信作者:王 静,教授,博士生导师,研究方向为金融工程与农业投资。E-mail:wj66xyx@126.com。

建立多功能农业生态补偿机制,发挥农业促进收入增长和生态保护等多功能作用,建立财政专项基金扶持农业多功能开发,引导农民重视农业的生态功能,避免过量使用化肥造成耕地质量下降,建立耕地可持续利用的长效机制。

提高农业规模效率,不仅要加强优势农产品区域布局和优势农产品产业带建设,更要重视农业生产专业化、市场化和产业化水平的提高,围绕优势农业深化农业生产经营的分工,提高生产的组织化程度,完善农业社会化服务体系,提高生产效率。

参考文献:

- [1] 石 慧,王怀明,孟令杰. 要素累积、全要素生产率与中国农业增长地区差异[J]. 农业技术经济,2009(3):17-26.
- [2] Jin S Q, Huang J K, Hu R F, et al. The creation and spread of technology and total factor productivity in China's agriculture[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2002, 84: 1-30.

1 研究思路和研究方法

1.1 研究思路

陕西苹果在各地任何一个市场零售的过程中,供应商

- [3] Rozelle S, 黄季焜. 中国的农村经济与通向现代工业国之路[J]. 经济学季刊, 2005(3): 1019-1042.
- [4] 米建伟, 梁 勤, 马 骅. 我国农业全要素生产率的变化及其与公共投资的关系——基于 1984—2002 年分省份面板数据的实证分析[J]. 农业技术经济, 2009(3): 4-16.
- [5] 余建斌, 李大胜. 中国农业生产的技术效率及其影响因素分析[J]. 统计与决策, 2008(14): 83-86.
- [6] 车维汉, 杨 荣. 技术效率、技术进步与中国农业全要素生产率的提高——基于国际比较的实证分析[J]. 财经研究, 2010(3): 113-123.
- [7] 方福前, 张艳丽. 中国农业全要素生产率的变化及其影响因素分析——基于 1991—2008 年 Malmquist 指数方法[J]. 经济理论与经济管理, 2010(9): 5-12.
- [8] 朱 喜, 史清华, 盖庆恩. 要素配置扭曲与农业全要素生产率[J]. 经济研究, 2011(5): 86-98.
- [9] Barro R J, Lee J W. International comparisons of educational attainment[J]. Journal of Monetary Economics, 1993, 32(3): 363-394.