

农业全要素生产率影响因素的社会嵌入性研究

秦升泽¹, 吴平²

(1. 华中农业大学 经济管理学院/湖北农村发展研究中心, 湖北 武汉 430070;
2. 武汉大学 信息管理学院, 湖北 武汉 430072)



摘要 农业发展的根本出路在于提升全要素生产率,并扩大其对农业增长的贡献。采用 Malquist 指数法测算了 1998—2015 年各省的农业全要素生产率,通过多层线性模型实证分析了其社会嵌入性视角下的影响因素。结果表明:各省农业全要素生产率的总体差异中,有 36.46% 是由其社会嵌入性的不同所造成的;农业结构系数、城市化进程、受灾率、农村人力资本和物流关系嵌入对农业全要素生产率有直接影响,认知关系嵌入、资金量关系嵌入、结构关系嵌入、文化关系嵌入、政治关系嵌入有间接影响,间接影响可通过调节农业结构系数、城市化进程和农村人力资本与农业全要素生产率之间的关系实现。因此,提高农业全要素生产率要同时考虑基本影响因素和社会嵌入因素。

关键词 农业全要素生产率; Malquist 指数; 社会嵌入性; 多层次统计模型; 百度指数

中图分类号: F 323.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2020)02-0059-08
DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2020.02.008

改革开放以来,我国农业农村的发展取得举世瞩目的成就,农民生活水平迅速提升,农村面貌发生了巨大的变化。但我国仍然是一个农业大国,距离农业强国还有一定的差距,农业发展基础薄弱,人口多耕地面积少,生产压力大,农业农村发展不平衡问题突出,依靠要素投入的数量型增长模式越来越不可持续。国际形势复杂,尤其是中美贸易摩擦给农业发展带来的不确定性风险增大。在经济新常态的大背景下,为实现乡村振兴和农业高质量发展,突破当前农业发展困境,解决更长时期内农业内生发展动力不足的问题,十九大报告提出“推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”。农业全要素生产率是农业各生产投入要素的总体生产效率,具体表现为农业的总生产量与全部要素投入量之比。农业全要素生产率是发展中国家国民财富增长的主要来源与动力^[1]。农业全要素生产率可以通过参数方法和非参数方法进行测度,近年来,运用后者进行相关测算较为普遍,主要集中于数据包络分析法(DEA)和随机前沿生产函数法(SFA)^[2]。陈卫平^[3]、李谷成^[4]、方福前等^[5]、王炯等^[6]、高帆^[7]利用 DEA-Malquist 指数从不同时段、空间和农业总投入角度对农业全要素生产率进行了测算,多认为技术进步对全要素生产率有正向作用,技术效率对其有负向作用,且各省的全要素生产率差异较大。全炯振^[8]、李谷成等^[9]、王留鑫等^[10]利用 SFA 对全国各省农业全要素生产率进行了测算,李翔等测算了华东地区六省的农业全要素生产率,测算结果与 DEA 大致相同,同时发现配置效率是导致农业全要素生产率波动的主要原因^[11]。

除了农村人力资本、城市化水平、农业财政支出等基本影响因素外,李谷成等^[12]、邓晓兰^[13]等认为农业基础设施对全要素生产率具有促进作用,尹朝静发现农业科研投入会推动农业全要素生产率的发展^[14],郑云持工业化程度和对外开放程度影响全要素生产率增长的观点^[15]。综合当前关于农业全要素生产率影响因素的研究,一般多集中在经济因素方面,而对文化、认知等社会场景因素缺乏关注,缺少“社会嵌入性”思维。美国著名社会学家 Granovetter 发现经济主体的行为适度嵌入于各

收稿日期:2019-07-05

作者简介:秦升泽(1991-),男,博士研究生;研究方向:宏观农业经济。

通讯作者:吴平(1962-),女,教授,博士;研究方向:编辑思想史,农业经济。

种社会结构之中,会受到社会场景因素的影响,研究经济行为不能忽视这种影响^[16]。中国农业正处于快速变化的发展期,面临内外部环境深刻变化。农业全要素生产率也受组织关系、政治环境、结构位置等各种社会关系的影响,深入探究影响农业全要素生产率的社会场景因素有着极为重要的意义。

综上所述,已有的研究对影响农业全要素生产率因素的路径分析不足,而深入探究其影响因素路径能了解相关的内在机理、并为政策制定提供正确的智力支持。多层线性模型能同时解决嵌入性问题和相应影响因素的作用路径和内在机理问题^[17-22]。因此,本文基于社会嵌入理论,运用多层线性模型对中国大陆 31 个省(市、自治区)1998—2015 年面板数据进行分析,以期解决以下两方面的问题:一是分析中国农业全要素生产率的社会嵌入性具备的特性及其影响;二是探索中国农业全要素生产率影响因素发生作用的路径。

一、农业全要素生产率影响因素的社会嵌入性

根据 Granovetter^[16]、Zukin 等^[23]、Gulati 等^[24]对认知、结构、关系、政治、文化等多种嵌入维度的概括,总结了农业全要素生产率影响因素的社会嵌入性。

认知嵌入是指在经济发展过程和活动中形成的“群体思维和群体认知”,这种群体思维和认知会影响经济主体的经济行为和决策选择,从而对农业全要素生产率产生影响。本文的认知嵌入和文化嵌入都用百度指数来衡量。尽管搜索引擎所产生的数据具有一些局限性,如不能获得初始搜索次数、非随机样本导致的自选择问题、使用趋势法所导致算法不稳定而产生的信度偏差问题,但是由于搜索数据量大,技术的发展以及公众对搜索引擎的依赖加深,可以通过网络搜索行为发现公众的思维认知和行动趋向^[25]。百度搜索是中国最大的搜索引擎,流量最大,使用人数最多,能在一定程度上反映出公众的搜索偏好,侧面反映经济主体的认知和文化状况。

结构嵌入是指在经济发展过程中形成的资本、产业等各种稳定性的制度结构,这些结构会产生各种经济效应,会使各省农业所嵌入的社会网络对全要素生产率带来的超额价值(包括信息和资源优势)。如农业经济规模会对农业全要素生产率产生相应的规模效应。

关系嵌入指的是各省农业可以视为不同社会关系中的某一节点,由于地理位置、发展水平的区别在各种社会关系处于不同的位置,这种社会关系会决定各省获得相应信息和资源的多寡,会对农业全要素生产率产生影响。王亚飞等认为农业外商直接投资会通过金融效应、技术溢出效应和配置效应促进全要素生产率的增长,同时,二者呈现倒 U 型关系,即外商直接投资对全要素生产率的推动先升后降,这种推动作用存在从边际效用递增到边际效用递减的转变^[26]。刘战伟运用 SBM-Global Malquist 指数法发现我国农业生产主要是家庭生产模式,未形成规模效应,生产的农产品在国际市场上竞争力不足,因而农业对外开放会制约全要素生产率的增加^[27]。

文化嵌入指的是各省的文化环境会对其经济行为产生影响。中国是一个幅员辽阔的多民族国家,人口众多,各地在历史发展中逐渐形成的传统价值观和乡风民俗、宗教信仰等会对农业全要素生产率产生影响。文化会对经济主体的行为有一定程度的影响,如赵龙凯等指出不同国家的文化因素会影响经济主体的风险意识,从而对经济行为产生影响^[28]。吴超鹏等发现中国儒家家族主义文化会影响公司治理和财务行为,为文化影响经济行为提供了微观证据^[29]。

政治嵌入主要指的是各省对农业的重视程度,包括政府对于农业经济发展的政策倾斜程度和支持程度,如各省的财政支农力度差异会对农业全要素生产率产生影响^[30]。王雯在考察我国农业全要素生产率时发现,财政支农增长率每增加 1%,农业全要素生产率会提高 0.047%,应该加大财政支农力度促进全要素生产率的增长^[31]。

二、农业全要素生产率的测算

1. DEA-Malquist 指数法

DEA-Malquist 指数法无需设定具体的函数形式,采用投入产出的不同量纲数据不仅灵活性大,

而且可以把全要素的增长分解为多种因素作用,包括技术进步与进步效率等,故近年来应用得十分广泛。根据产出导向将 DEA-Malquist 指数分解为:

$$\begin{aligned}
 M_0(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) &= \left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_0^t(x^t, y^t | C, S)} \cdot \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t | C, S)} \right)^{1/2} \\
 &= \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_0^t(x^t, y^t | C, S)} \cdot \left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)}{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1} | C, S)} \cdot \frac{D_0^t(x^t, y^t | C, S)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t | C, S)} \right)^{1/2} \\
 &= TEC(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) TP(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \quad (1)
 \end{aligned}$$

式(1)中, x^t 和 y^t 分别表示 t 时期的投入与产出向量, C 、 S 、 TP 、 TEC 分别表示规模报酬不变、要素投入的可处置性、技术进步和技术效率变化。

2. 数据来源与测算结果

利用 DEAP2.1 软件测算 1998—2015 年中国大陆 31 个省(市、自治区)的农业全要素生产率,参数选定“规模报酬不变”和“投入导向型”。农业的产出变量转换成以 1998 年为不变价格的农林牧渔总产值,农业的投入包括土地、劳动、机械、化肥和灌溉五个方面,分别为农作物播种总面积、农林牧渔从业人员、农业机械总动力、化肥施用量折纯量、农业的有效灌溉面积。所用数据源自于 1999—2016 年《中国统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国农业年鉴》《中国农村统计年鉴》等统计资料和 EPS 数据库。由于使用 DEAP 软件测算的农业全要素生产率指数是以上年为基准的环比变动指数,本文将其转换为固定年份累积增长指数作为模型的被解释变量。表 1 为历年 $TFPCH$ (全要素生产率指数)及其分解结果 $EFFCH$ (技术效率指数)、 $TECHCH$ (技术进步指数)、 $PECH$ (纯技术效率指数)、 $SECH$ (规模效率指数)。如表所示,1998—2015 年我国农业全要素生产率年均增长 2.8%。

表 1 历年 Malquist 农业全要素生产率及其分解

年份	$EFFCH$	$TECHCH$	$PECH$	$SECH$	$TFPCH$
1998—2002	1.014	0.991	1.003	1.012	1.006
	1.017	0.957	0.994	1.023	0.974
	1.035	0.953	0.996	1.039	0.987
	0.949	1.043	0.988	0.961	0.990
	0.970	1.085	1.012	0.959	1.052
	0.996	1.096	1.014	0.981	1.091
2002—2009	0.939	1.080	0.966	0.972	1.014
	0.906	1.064	0.965	0.938	0.963
	1.052	1.075	1.025	1.027	1.131
	1.024	1.036	1.017	1.007	1.061
	0.912	1.078	0.966	0.945	0.983
	0.967	1.121	0.999	0.969	1.084
2009—2015	0.976	1.174	0.984	0.992	1.146
	1.029	0.955	0.994	1.035	0.983
	0.977	1.071	1.024	0.954	1.047
	0.976	1.029	0.984	0.992	1.004
	0.980	1.011	0.960	1.021	0.991
	0.983	1.047	0.993	0.989	1.028

1998—2002 年,在技术进步和技术效率两者的综合作用下,农业全要素生产率小于 1,这主要与当时国内外不景气的宏观经济环境有关,农业领域出现农产品卖难导致的增产不增收,农业经济不景气。

2002—2009 年,全国农业全要素生产率年均增长率 4.2%,增速明显。相比前一阶段,全要素生产率的数值大于 1,得到了很大的提升,尤其是技术进步极大地推动了全要素生产率的发展。这与改革开放的深入推进以及中国加入世界贸易组织有关,加入 WTO 后,给经济主体带来了挑战,迫使其提高生产率;也给经济主体带来了机遇,使其能利用国内外两个市场优化资源配置。同时国家加大了支农惠农政策的实施力度,尤其是 2006 年中国政府废除了延续千年的农业税,极大地推动了农业的发展。

2009—2015年,全国农业全要素生产率年均增长率4.3%。相比前一阶段,全要素生产率的增速变化较小,但是技术效率改善较大,这与国家开始重视农业技术创新有关。同时,技术效率值为负值,仍然有很大的提升空间。

三、嵌入性视角下中国农业全要素生产率影响因素的实证分析

农业全要素生产率影响因素具有嵌入性,故运用多层统计模型进行实证分析。嵌入性视角下的农业全要素生产率影响因素涉及中国大陆31个省份,样本区间为1998—2015年,样本形式为面板数据。

1. 变量的选择

根据农业全要素生产率的影响因素和新经济社会学中的社会嵌入性理论,设置如下:

层一被解释变量:农业全要素生产率。

层一解释变量:农业调整系数(AS),用粮食作物的播种面积占所有农作物的播种总面积的百分比表示,可以体现各省农业结构调整的市场化状况以及农业种植结构是否偏离比较优势;城市化进程(UR),用城市人口占总人口的百分比表示,可以表示一个地区经济社会的发展状况;受灾率(DR),用农作物受灾面积占总播种面积的百分比表示,农业遭受自然灾害时会影响产出,降低农业全要素生产率;农村人力资本(HC),数据库由中国人力资本与劳动经济研究中心基于J-F方法将微观调研数据、省级层面数据和Mincer方程相结合计算而来,单位为元。提高农村人力资本可以提高技术和生产要素的使用效率,从而影响农业全要素生产率。

层二解释变量:根据刘琼等^[21]、刘殿国等^[22]对认知、关系、结构、文化、政治嵌入的变量界定以及数据的可得性,设定认知嵌入(AEBE)用各省的“农业经济”百度PC指数的平均值代替,该指数可以反映各省的经济主体对农业经济发展的认知和了解程度,这种认知会对主体的经济行为产生影响;关系嵌入包括物流关系嵌入(LRE)和资金量关系嵌入(CRE),分别用各省的农林牧渔进出口总额和外商直接投资总额占农林牧渔总产值比重的平均值代替;结构嵌入(SE)为各省农林牧渔产值占全国农林牧渔总产值的比重的平均值表示;由于没有直接衡量文化嵌入的变量,这里的文化嵌入(EABE)用各省的“生态农业”的百度PC指数的平均值代替,经济主体主动查询、了解生态农业有助于农业生产活动向着生态农业发展,因而生态农业指数可以反映生态文明程度,经济主体越注重生态文明,文明程度越高,因而该指数可以间接反映文化嵌入;政治嵌入(PE)用各省农业财政支出占总财政支出比重的平均值代替,各省越重视农业,则农业财政支出越多,该比重也越大。

2. 数据来源

农业全要素生产率来源于前文计算,认知嵌入、文化嵌入指标通过百度指数查询所知,关系嵌入、结构嵌入、政治嵌入指标和农业调整系数、城市化进程、受灾率数据均源自于1999—2016年《中国统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国农业年鉴》《中国农村统计年鉴》等统计资料和EPS数据库。农村的人力资本数据来源于中国人力资本与劳动经济研究中心发布的《中国人力资本报告2018》。

3. 实证结果分析

运用专业HLM7.0软件进行多层统计模型分析,具体步骤如下:

(1)农业全要素生产率差异(方差)的分解。运用零模型把农业全要素生产率的方差分解为基本影响因素和社会嵌入性因素解释的部分,基于组内相关系数大小决定是否使用多层线性模型。

$$\text{层一模型: } \ln TFP_{ij} = \beta_{0j} + \gamma_{ij} \quad (2)$$

$$\text{层二模型: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j} \quad (3)$$

式(2)和式(3)中, i 、 j 分别表示第 i 年和第 j 省, $\ln TFP$ 为被解释变量,表示各省农业全要素生产率的对数, γ 、 μ 分别表示第一层和第二层的随机误差。

如表2所示, P 值小于0.001,层二方差成分的卡方检验显著。其经济含义是:各省农业全要素生产率均值之间存在着显著差异。根据表2中层一、层二的随机效应方差分析结果,得到组内相关系数 $\rho = 0.035 / (0.035 + 0.061) = 36.46\%$ 。农业全要素生产率的整体差异中,约有36.46%可以由社会嵌

人性因素解释,经济因素只能解释 63.54% 的差异,这表明农业全要素生产率的影响机制较为复杂,不能仅仅考虑经济因素,应该引入社会场景(嵌入性)变量进行分析。

表 2 农业全要素生产率方差分析结果

随机效应	标准误	方差成分	自由度	卡方值	P 值
层二	0.186	0.035	30	335.067	0.000
层一	0.247	0.061			

(2)基本影响因素对农业全要素生产率的影响结果分析。将农业全要素生产率的基本因素引入模型中,得到相对接近显著的模型为:

层一模型:

$$\ln TFP_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \ln AS_{ij} + \beta_{2j} \ln UR_{ij} + \beta_{3j} \ln DR_{ij} + \beta_{4j} \ln HC_{ij} + \gamma_{ij} \quad (4)$$

层二模型:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j} \quad (5)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \mu_{1j} \quad (6)$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + \mu_{2j} \quad (7)$$

$$\beta_{3j} = \gamma_{30} + \mu_{3j} \quad (8)$$

$$\beta_{4j} = \gamma_{40} + \mu_{4j} \quad (9)$$

层一模型的解释变量都是先进行组中心化处理再进行运算。 $\ln AS$ 的系数为负数且显著,表明农业全要素生产率随着该地区粮食作物播种面积的增加而降低。我国政府高度重视粮食安全,多从国家战略安全的角度调整农业种植结构,从而影响了农业全要素生产率的增长,这与李谷成等研究结论一致^[12]。 $\ln UR$ 的系数为正数且显著,表明农业全要素生产率随着城市化程度的提高而提高。 $\ln DR$ 的系数为负数且显著,表明农业全要素生产率随着受灾率的增加而降低。农业是一门“靠天吃饭”的产业,适宜的气候才能保证稳定的产出。受灾面积越大,产出越少,农业全要素生产率越低。 $\ln HC$ 的系数为正数且显著,表明农业全要素生产率随着人力资本的增长而提高。增加农村人力资本有利于技术创新和技术采纳,优化资源配置,可以促进农业全要素生产率的增长。

由表 3 可知,截距、 $\ln AS$ 、 $\ln UR$ 、 $\ln HC$ 对农业全要素生产率的影响在不同的省份差异较大,嵌入性关系变量可以解释一定比例的这种差异。

表 3 基本因素对农业全要素生产率影响的回归结果

层二变量系数	回归系数与显著性检验			方差成分与显著性检验	
	回归系数	标准差	T 检验	方差成分	卡方值
γ_{00}	-0.447***	0.167	-2.681	0.037***	1 792.117
γ_{10}	-0.143***	0.060	-2.362	0.381***	74.057
γ_{20}	0.232***	0.044	5.247	1.143***	88.519
γ_{30}	-0.048*	0.017	-2.807	0.000	17.408
γ_{40}	0.163***	0.033	4.995	0.414***	234.123

注: *、*** 分别表示在 10%、1% 的水平上显著。

(3)嵌入性影响效应结果分析。为了解释截距、 $\ln AS$ 、 $\ln UR$ 、 $\ln HC$ 对农业全要素生产率的影响在不同的省份差异较大的原因,将社会嵌入性变量引入 β_{0j} 、 β_{1j} 、 β_{2j} 、 β_{4j} , 得到相对接近显著的模型为:

层一模型:

$$\ln TFP_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \ln AS_{ij} + \beta_{2j} \ln UR_{ij} + \beta_{3j} \ln DR_{ij} + \beta_{4j} \ln HC_{ij} + \gamma_{ij} \quad (10)$$

层二模型:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(LRE) + \mu_{0t} \quad (11)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}(AEBE) + \gamma_{12}(LRE) + \gamma_{13}(CRE) + \gamma_{14}(SE) + \gamma_{15}(PE) + \mu_{1t} \quad (12)$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + \gamma_{21}(LRE) + \gamma_{22}(CRE) + \gamma_{23}(SE) + \gamma_{24}(EABA) + \mu_{2t} \quad (13)$$

$$\beta_{4j} = \gamma_{40} + \gamma_{41}(LRE) + \gamma_{42}(SE) + \gamma_{43}(EABA) + \mu_{4t} \quad (14)$$

运用组中心化对层一和层二模型中的解释变量数据进行处理,表 4 和表 5 为运行结果。嵌入性变量对各省的截距、 $\ln AS$ 、 $\ln UR$ 、 $\ln HC$ 与农业全要素生产率之间关系的差异程度可作充分解释,二层模型构造合理。

表 4 社会嵌入性影响效应的结果

层一变量系数	层二变量系数	回归系数	标准差	T 检验	自由度	P 值
β_{0j}	γ_{00}	0.195	0.031	6.303	28	<0.001
	γ_{01}	0.079	0.026	2.991	28	0.006
	γ_{02}	0.002	0.001	1.492	28	0.147
β_{1j}	γ_{10}	0.359	0.116	3.099	25	0.005
	γ_{11}	0.022	0.009	2.352	25	0.027
	γ_{12}	-0.786	0.233	-3.379	25	0.003
	γ_{13}	2.324	0.427	5.437	25	<0.001
	γ_{14}	14.858	7.068	2.102	25	0.046
	γ_{15}	33.412	8.347	4.003	25	0.001
β_{2j}	γ_{20}	1.319	0.176	7.412	26	<0.001
	γ_{21}	-3.998	0.531	-7.528	26	<0.001
	γ_{22}	2.381	0.679	3.508	26	0.002
	γ_{23}	-34.450	12.978	-2.654	26	0.014
	γ_{24}	0.025	0.009	2.784	26	0.010
β_{3j}	γ_{30}	-0.134	0.090	-1.480	27	0.150
	γ_{31}	0.968	0.086	11.178	27	<0.001
	γ_{32}	18.587	5.149	3.610	27	0.001
	γ_{33}	-0.008	0.004	-2.320	27	0.028

表 5 社会嵌入性变量所解释方差成分的程度

随机效应	原始方差	条件方差	解释程度/%
μ_{0r}	0.037	0.032	15.87
μ_{1r}	0.381	0.107	71.83
μ_{2r}	1.143	0.482	57.81
μ_{3r}	0.414	0.146	64.72

由表 4 可知,直接影响表现为 LRE 为正向预期因子,回归系数为 0.079,体现出物流关系嵌入对农业全要素生产率的直接影响,农林牧渔进出口总额占农林牧渔总产值的比重每增加 1 个单位,全要素生产率会增加 0.079%。农业对外贸易依存度越大,全要素生产率越高,表明农业对外贸易有利于促进全要素生产率的生长。可能的原因是:农业对外贸易扩大了与国外的交流,利用国内外两个市场优化资源配置,有利于提高全要素生产率。

间接影响表现为 $\ln AS$ 、 $\ln UR$ 和 $\ln HC$ 对农业全要素生产率的影响因各省不同而不同。层二 $\ln AS$ 的斜率 β_1 方程中, $AEBE$ 为正向因子, $AEBE$ 的增加将削弱 AS 对农业全要素生产率的负向关系,“农业经济”百度指数每增加 1 个单位, AS 对全要素生产率的负向影响将削弱 0.02 个单位。说明认知关系高的省份农业结构系数对全要素生产率的负向影响要低于认知关系低的省份。认知关系越高,经济主体越关注农业经济的发展,就越注重调节自身的经济行为,因而优化种植结构,降低农业结构调整系数,最终有利于提高全要素生产率。 LRE 为负向因子, LRE 的增加将加强 AS 对农业全要素生产率之间的负向关系,农业外贸依存度每增加 1 个单位, AS 对全要素生产率的负向影响增强 0.79 个单位。农业外贸依存度越大,农业经济活动越会受到外资的影响,越不利于调整种植结构,最终制约了全要素生产率的提高。 CRE 为正向因子, CRE 的增加将削弱 AS 对农业全要素生产率的负向关系,农业外商直接投资占农林牧渔总产值比例每增加 1 个单位, AS 对全要素生产率的负向影响削弱 2.32 个单位。外商直接投资有利于农业主体调整种植结构,最终有利于提高全要素生产率。多种资金来源使经济主体调整种植结构有更多的灵活性。 SE 为正向因子, SE 的增加将削弱 AS 对农业全要素生产率的负向关系,各省农林牧渔总产值占全国农林牧渔总产值比例每增加 1 个单位, AS 对全要素生产率的负向影响削弱 14.86 个单位。农业总产值占全国比重越大,规模效应越大,越

有利于生产主体调整农业种植结构,最终有利于全要素生产率的提高。 PE 为正向因子, PE 的增加将削弱 AS 对农业全要素生产率的负向关系,各省农业财政支出占财政总支出的比重每增加 1 个单位, AS 对全要素生产率的负向影响减少 33.41 个单位。一个省越重视农业的发展,越有利于当地农业生产主体调整农业种植结构,最终有利于提高全要素生产率。

层二模型变量的 $\ln UR$ 的斜率 β_2 方程中, LRE 是负向因子,农业的对外贸易将削弱 UR 对全要素生产率的正向关系,即当各省外贸依存度每增加 1 个单位, UR 对全要素生产率的影响将减少 4 个单位。对外贸易会抵消城市化对农业全要素生产率的推动作用,具有“挤出效应”。 CRE 是正向因子,农业的外商直接投资将加强 UR 对全要素生产率的正向关系,即外商直接投资占农林牧渔总产值比重每增加 1 个单位, UR 对全要素生产率的影响将增加 2.4 个单位。外商直接投资加强了城市化对农业全要素生产率的推动作用, SE 是负向因子,农业的规模将显著削弱 UR 对全要素生产率的负向关系,即各省农林牧渔总产值占全国农林牧渔总产值的比重每增加 1 个单位, UR 对全要素生产率的影响将减少 34.5 个单位。 $EABA$ 是正向因子,文化嵌入将增强 UR 对农业全要素生产率的正向关系,即“生态农业”百度指数增加 1 个单位时, UR 对全要素增长率将会增加 0.025 个单位。生态文明较高的社会,城市化的质量也相对较高,资源配置效率高,对农业经济的发展带动作用大,城市化对全要素生产率的影响也越大。

层二模型变量的 $\ln HC$ 的斜率 β_4 方程中,方程中 LRE 是正向因子,农业的外贸依存度将加强 HC 对全要素生产率的正向关系,即各省的外贸依存度每增加 1 个单位, HC 对全要素生产率的影响将增加 0.97 个单位。 SE 是正向因子,农业的规模增加将加强 HC 和全要素生产率的正向关系,即农业的规模指数每增加 1 个单位, HC 对全要素生产率的影响将增加 18.59 个单位。伴随着农业的规模集聚,人力资本的效率显著提升。 $EABA$ 是负向因子,体现了文化嵌入将减少 HC 和农业全要素生产率的正向关系,即“生态农业”百度指数每增加 1 个单位, HC 对全要素生产率的影响就减少 0.008 个单位。相对其它的嵌入性影响因素来说,经济主体对生态农业的重视会制约城市化对全要素生产率的影响,但是影响力很小,可以忽略不计。

四、结论与建议

本文将新经济社会学的社会嵌入性理论与多层次统计模型结合,并尝试把互联网大数据(“农业经济”和“生态农业”百度 PC 指数)作为认知嵌入和文化嵌入变量纳入到模型的分析中,较为全面地分析对农业全要素生产率的影响因素。具体而言,认知关系嵌入负向调节 AS 与农业全要素生产率。结构关系嵌入正向调节 HC 与农业全要素生产率,负向调节 AS 和 UR 与农业全要素生产率。物流关系嵌入直接影响农业全要素生产率;物流关系嵌入正向调节 AS 和 HC 与农业全要素生产率,负向调节 UR 与农业全要素生产率。资金流关系嵌入正向调节 UR 与农业全要素生产率,负向调节 AS 与农业全要素生产率。文化关系嵌入正向调节 UR 与农业全要素生产率,负向调节 HC 与农业全要素生产率。政治关系嵌入负向调节 AS 与农业全要素生产率。

根据实证分析结果,提高农业全要素生产率既要考虑经济影响因素,还要考虑到社会场景因素和时代特征的影响。第一,认知嵌入对农业全要素生产率有间接影响。在现今农业农村现代化转型的关键时期,应该大力加强农业信息化和数字乡村的建设,深入推进“互联网+农业”,加快推进宽带网络向村庄延伸,推进提速降费,实现农村地区网络的全覆盖;各省应该加强农业经济知识的宣传和普及,使农民能够利用网络 and 多媒体来解决遇到的经济问题,改善自身的经济行为,从而促进农业经济和农业全要素生产率的增长。第二,物流关系嵌入对农业全要素生产率既有直接影响又有间接影响。要加强国内外农业的交流,统筹用好国际国内两个市场、两种资源来改善农业种植结构和产品结构。第三,资金流关系嵌入对农业全要素生产率有间接影响。在国家农业安全的前提下,可以适当的引进外资,改善外商投资营商环境,充分利用外资提高我国的农业全要素生产率。第四,结构嵌入对农业全要素生产率有间接影响。可适度扩充农业的经济规模,以规模效应和集聚效应促进农业全要素生产率的增长。第五,文化嵌入对农业全要素生产率有间接作用。要合理地开发利用和保护农业资源,

推动乡村绿色发展和可持续发展。第六,政治关系嵌入对农业全要素生产率有间接作用。要加大对农富农支农力度,加快推进城乡基本公共服务均等化;优化惠农支农质量和结构,提升惠农支农效率,推动要素合理流动,从而增强农业全要素生产率的内生发展动力。

致谢:本文数据的搜集与整理得到了赖晓敏博士的帮助,在此表示感谢!

参 考 文 献

- [1] JOHNSON D G. Agriculture and the wealth of nations[J]. American economic review, 1997, 87(2): 1-12.
- [2] 匡远凤. 技术效率、技术进步、要素积累与中国农业经济增长——基于 SFA 的经验分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, 29(1): 3-18.
- [3] 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, 38, 80.
- [4] 李谷成. 技术效率、技术进步与中国农业生产率增长[J]. 经济评论, 2009(1): 60-68.
- [5] 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.
- [6] 王炯, 邓宗兵. 中国农业全要素生产率的变动趋势及区域差异——基于 1978~2008 年曼奎斯特指数分析[J]. 生态经济, 2012(7): 129-133, 144.
- [7] 高帆. 我国区域农业全要素生产率的演变趋势与影响因素——基于省际面板数据的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(5): 3-19, 53.
- [8] 全炯振. 中国农业全要素生产率增长的实证分析: 1978~2007 年——基于随机前沿分析(SFA)方法[J]. 中国农村经济, 2009(9): 36-47.
- [9] 李谷成, 冯中朝. 中国农业全要素生产率增长: 技术推进抑或效率驱动——一项基于随机前沿生产函数的行业比较研究[J]. 农业技术经济, 2010(5): 4-14.
- [10] 王留鑫, 洪名勇. 基于随机前沿分析的中国农业全要素生产率增长的实证分析[J]. 山西农业大学学报(社会科学版), 2018, 17(1): 30-35, 64.
- [11] 李翔, 杨柳. 华东地区农业全要素生产率增长的实证分析——基于随机前沿生产函数模型[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018(6): 62-68, 154.
- [12] 李谷成, 尹朝静, 吴清华. 农村基础设施建设与农业全要素生产率[J]. 中南财经政法大学学报, 2015(1): 141-147.
- [13] 邓晓兰, 鄢伟波. 农村基础设施对农业全要素生产率的影响研究[J]. 财贸研究, 2018, 29(4): 36-45.
- [14] 尹朝静. 科研投入、人力资本与农业全要素生产率[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2017, 16(3): 27-35.
- [15] 郑云. 中国农业全要素生产率变动、区域差异及其影响因素分析[J]. 经济经纬, 2011(2): 55-59.
- [16] GRANOVETTER M. Economic action and social structure: the problem of embeddedness[J]. American journal of sociology, 1985, 91(3): 481-510.
- [17] HUBER J D, KERNELL G, LEONI E L. Institutional context, cognitive resources and party attachments across democracies[J]. Political analysis, 2006, 14(4): 365-386.
- [18] 王济川. 多层统计模型分析[M]. 北京: 高等教育出版社, 2008: 32.
- [19] 刘殿国. 累加多层统计模型的建立及其在经济上的应用研究[M]. 长春: 吉林大学出版, 2009.
- [20] 刘殿国, 徐兵, 夏立显. 多变量整体模式累加多层统计模型的建立及其在组织绩效预测上应用研究[J]. 数理统计与管理, 2009, 28(5): 869-878.
- [21] 刘琼, 刘殿国. 中国省域农业经济增长的嵌入性影响——基于多层统计模型的分析[J]. 江苏农业科学, 2018, 46(12): 350-355.
- [22] 刘殿国, 郭静如. 中国省域环境效率影响因素的实证研究——基于社会嵌入视角和多层统计模型的分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(8): 79-87.
- [23] ZUKIN, DIMAGGIO P. Structures of capital: the social organization of economy[M]. Cambridge, MA: Cambridge University Press, 1990.
- [24] GULATI R. Alliances and networks [J]. Strategic management journal, 1998, 19(4): 293-317.
- [25] 孟天广, 赵娟. 大数据时代网络搜索行为与公共关注度: 基于 2011-2017 年百度指数的动态分析[J]. 学海, 2019(3): 41-48.
- [26] 王亚飞, 张毅, 廖麓. 外商直接投资对农业全要素生产率的影响: 作用机理与经验证据[J]. 当代经济研究, 2019(6): 74-86, 113.
- [27] 刘战伟. 中国农业全要素生产率的动态演进及其影响因素分析[J]. 中国农业资源与区划, 2018, 39(12): 104-111.
- [28] 赵龙凯, 岳衡, 矫堃. 出资国文化特征与合资企业风险关系探究[J]. 经济研究, 2014, 49(1): 70-82, 154.
- [29] 吴超鹏, 薛南枝, 张琦, 等. 家族主义文化、“去家族化”治理改革与公司绩效[J]. 经济研究, 2019, 54(2): 182-198.
- [30] 周晓时, 李谷成, 刘成. 人力资本、耕地规模与农业生产效率[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018(2): 8-17, 154.
- [31] 王雯. 中国农业全要素生产率的驱动因素分析与对策研究[J]. 学习与探索, 2018(9): 126-131.

(责任编辑:毛成兴)