

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.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.12.080

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

刘琼,刘殿国

(海南大学经济与管理学院,海南海口 570228)

摘要:整合社会嵌入性理论和经典 Cobb-Douglas 经济增长理论,将农业经济增长理论中的基本投入要素作为层一变量,社会嵌入中认知、关系、结构、文化、政治嵌入作为层二变量,基于中国省域 1998—2015 年的面板数据,运用多层统计模型分析社会嵌入性对农业经济增长的影响与作用路径。结果表明,社会嵌入性可解释农业经济增长整体差异的绝大部分份额。在显著性影响因素中,直接影响为农机总动力、化肥施用量、农作物总播种面积、认知嵌入;间接影响为资金流关系嵌入、政治嵌入。既是直接又是间接影响的为文化嵌入、物流关系嵌入、结构嵌入;间接影响通过调节基本投入要素与农业经济增长之间的关系来实现。因此,提高农业经济增长不仅要考虑农业经济增长基本因素,还要考虑社会嵌入性因素,并要协调好二者之间的关系。

关键词:农业经济增长;社会嵌入性;多层统计模型;中国省域

中图分类号: F320.2; F069.9 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)12-0350-06

农业是国民经济赖以生存的坚实基础,为其他部门、居民提供了基础性的生产和生活资料。中国兼具农业生产和农业消费大国的性质,农业问题一直备受政府和国民的关注。改革开放至今,中国农业经济取得了快速增长。《中国统计年鉴》数据显示,2001—2015 年中国农林牧渔业总产值年均增长率(不变价)接近 5%,截至 2015 年年末已达到 107 056.4 亿元,占国内总产值的 15.68%。但是未来中国农业发展面临的考验仍然不容忽视。一方面,依靠物质要素的农业生产投入受到资源、环境的双重约束;另一方面,随着中国经济的快速发展,工业化、城镇化进程不断推进,国民经济增长速度的持续攀升和人民生活水平的不断提高对粮食安全的要求也越来越高。2016 年中央一号文件《关于落实发展新理念加快

农业现代化实现全面小康目标的若干意见》指出,农业质量效益的水平高低以及农业经济的可持续增长与否不仅关乎城乡的协调发展问题,更是有关中国梦两个“一百年”奋斗目标的加快实现问题。因此,研究中国农业经济的可持续增长显得至关重要。研究农业经济增长的源泉、为农业寻找新的增长途径一直是经济学学者探讨的热点问题。针对农业经济增长的影响因素,学术界主要围绕以下几个维度展开了研究:一是农业生产物质性要素投入,如土地、劳动力、化肥、农机总动力等^[1-3]。二是财政支农支出。李焕彰等通过分析财政支农支出结构并建立相应计量经济模型,通过格兰杰因果检验得出财政支农支出与农业经济增长之间互为因果关系^[4]。魏朗通过实证量化财政支农支出对农业经济增长的影响发现,财政支农对全国农业经济增长的贡献率接近 30%^[5]。三是外贸依存度。杜红梅等指出,在短期内农产品出口能显著促进农业经济增长,而在长期内这种增长效益体现在农产品进口上^[6];曹永峰也认为,在长期内农产品进口对农业经济增长起到正向冲击作用,而农产品出口对农业经济增长具有微乎其微的负向冲击力^[7]。四是外商直接投资。姚树洁等认为,FDI 是提高东道国生产效率的动力^[8];李泳则认为 FDI 还能作为农业产业结构优化的动力,对促进农、林、牧、渔结构优

收稿日期:2017-08-21

基金项目:国家自然科学基金(编号:71261004)。

作者简介:刘琼(1993—),女,安徽安庆人,硕士研究生,主要从事农业区域经济、产业政策、多层统计研究。E-mail:liuqiong2015@foxmail.com。

通信作者:刘殿国,博士,教授,硕士生导师,主要从事多层统计模型、世界经济增长、能源效率、管理与运筹研究。E-mail:liudiang@126.com。

参考文献:

- [1] 黄祖辉,俞宁. 新型农业经营主体:现状、约束与发展思路——以浙江省为例的分析[J]. 中国农村经济,2010(10):16-26.
- [2] 孔祥智. 新型农业经营主体的地位和顶层设计[J]. 改革,2014(5):32-34.
- [3] 蒋宏坤,韩俊. 城乡一体化的苏州实践与创新[M]. 北京:中国发展出版社,2013:94-101.
- [4] 苏州市工商行政管理局网. 2015 年苏州市市场主体发展报告[EB/OL]. (2015-04-15) [2016-12-10]. <http://www.szsgsj.gov.cn/suzhoubaoweb/show/sj/bawebFile/450996537.html>.

- [5] 中国苏州网. 苏州市全年新设家庭农场数同比增长近 6 成[EB/OL]. (2015-01-15) [2016-12-10]. http://www.suzhou.gov.cn/news/bmdt_991/201501/t20150115_506642.shtml.
- [6] 金伟栋. 苏州新型农业经营主体培育对策研究[J]. 江南论坛,2015(3):4-6.
- [7] 冯淑怡,陆华良,王博,等. 江苏农村农业生产经营发展报告 2014[M]. 北京:科学出版社,2015:18-22.
- [8] 冯淑怡,陆华良,张兰,等. 江苏农村农业生产经营发展报告 2013[M]. 北京:科学出版社,2014:54-55.
- [9] 鲁钊阳. 新型农业经营主体发展的福利效应研究[J]. 数量经济技术经济研究,2016(6):41-58.

化、农作物种植结构优化发挥一定程度的作用^[9]。Granovetter 认为,“我们研究的组织及其行为处于社会网络中,受到社会关系的约束,将它们作为单独个体进行割裂式分析是一个严重的误解。即经济活动‘嵌入’社会结构,通过与社会网络的互动来作出决策”^[10]。农业经济行为同样根植于社会网络中,不同网络的组织关系、结构位置、政治环境等都会不同程度地对农业生产的投入要素及产出规模产生影响,进而影响农业经济增长。因此,分析中国农业经济增长的影响因素也不应该缺乏社会嵌入维度。虽然上述农业经济增长影响因素的研究也考虑了政治影响(财政支农支出)和关系影响(外贸依存度、外商直接投资),但其仅仅作为经济增长的一般影响维度进行分析。依据新经济社会学的嵌入性维度^[10-11],政治影响和关系影响可以看作政治嵌入和关系嵌入;但还缺乏对网络结构、群体认知、文化嵌入等社会嵌入维度的关注,即缺少“社会嵌入性”思维。“社会嵌入性”思维就是要从社会角度挖掘影响经济行为的要素,以弥补仅从理性“经济人”角度研究经济行为的不足。中国目前正处在由社会管理向社会治理转变的过程中,关注非正式的制度因素,如社会网络结构和群体认知以及社会文化等对于农业经济增长的影响有着特殊的意义。另外,已有的农业经济增长影响因素中,缺少对影响农业经济增长因素的作用路径分析,而影响因素的路径分析能为实现农业经济增长的精准治理以及政策制定提供可靠的理论支撑与依据。多层统计模型既能解决嵌入性问题^[12-13],又能解决影响因素的作用路径问题^[14-17]。鉴于农业经济增长影响因素研究缺少路径分析与“嵌入性”维度的现状,本试验在新经济社会学嵌入性理论的基础上,以中国农业经济增长的影响因素为研究对象,基于多层统计模型和省域 1998—2015 年面板数据的实证分析,回答以下 2 个关键问题:一是中国省域农业经济增长的社会嵌入性如何以及嵌入性究竟对农业经济增长起到什么样的影响?二是中国省域农业经济增长影响因素的作用路径是怎样的?

1 中国农业经济增长影响因素的社会嵌入性

运用新经济社会学嵌入性理论分析中国省域农业经济增长影响因素,基于社会嵌入性维度可以将农业增长影响因素重新划分为农业经济增长基本因素与社会场景因素(本研究的农业是指大农业,即农林牧渔业)。农业经济增长基本因素包括劳动力、土地、生产工具、辅助材料等。依据社会嵌入性维度,农业经济增长的社会场景因素维度还须要进一步拓展。依据马克·格兰诺维特等对结构嵌入、关系嵌入以及租金等对认知、文化、政治等嵌入维度的概括^[10-11,18],本研究概括性给出中国省域农业经济增长影响因素的嵌入性。

1.1 中国农业经济增长影响因素的认知嵌入

认知嵌入是指在农业生产活动中,各省的经济主体及公众对农业经济会形成一定的“群体思维和群体认知”。如通过农业经济百度搜索量来反映各省公众对农业发展问题的了解和认知程度。这种群体认知和群体思维会对各地区经济主体的经营管理及战略抉择产生影响。

1.2 中国农业经济增长影响因素的关系嵌入

关系嵌入是指各省的农业可看作一个个节点分布在关系网络中,各省由于地理位置、发展水平的不同在关系网络中处

于不同的位置,外部网络关系决定了各省农业所获得的提高其增长速度的信息和资源(如农林牧渔业外商直接投资、农产品外贸进出口)也是有所差异的。

1.3 中国农业经济增长影响因素的结构嵌入

结构嵌入关注各省农业所形成网络的整体功能和结构以及各省农业作为网络节点在社会网络中的结构位置及其与农业经济增长之间的关系,网络节点的优势地位会增加该节点的渠道权力。这种网络结构提高了各省农业经济增长速度,带来了超额价值(包括资源和信息优势)。如代表各省农业经济规模的农业产值在全国农业产值中占比较大,将对该省的农业经济增长速度带来怎样的影响?

1.4 中国农业经济增长影响因素的文化嵌入

文化嵌入是指各省农业所处的文化环境对其农业经济增长具有一定的影响,即各省在其长期的历史发展阶段所形成的传统价值观、传统惯例、社会环境、历史文化、文明程度等文化因素对各省的农业经济行为的制约与影响。中国的农耕文化源远流长,无论是原始农业阶段的刀耕火种、传统农业阶段的铁犁牛耕还是现代的农业机械化,人类在其长期农业生产实践中一直有保护自然的优良传统,并形成了经济与生态价值高度循环融合的农业文化(如稻鱼鸭系统、沙石田、坎儿井、间作套种、桑基鱼塘、农林复合系统等均是生态农业文化的体现)。文化嵌入主要关注生态文明程度对实现农业经济增长目标的促成机理。

1.5 中国农业经济增长影响因素的政治嵌入

政治嵌入是指各省农业经济增长速度的提高会受到各省的政治氛围、惠农政策和权利结构的影响。政治嵌入主要关注政治因素以及某些影响和激励农业发展的制度特征对提高农业经济增长速度的作用机理。如各省的财政支农支出政策对农业经济增长速度的影响程度及作用机制。

2 中国农业经济增长嵌入性影响模型构建

本研究的嵌入性视角包括中国农业经济增长因素覆盖下的 30 个省份,采用年度面板数据,样本区间为 1998—2015 年。由于农业经济增长具有嵌入性特征,本研究在经济增长理论模型的基础上,选择适合一般嵌入性实证分析的多层统计模型作模型新建。

2.1 模型的构建

从经济学资源配置的角度研究农业经济增长影响因素的主要方法之一是生产函数模型,柯布-道格拉斯(Cobb-Douglas,简称 C-D)生产函数自问世以来被广泛用来描述生产要素与经济增长之间的关系,它的一般形式是:

$$Y = \alpha K^{\alpha} L^{\beta} \quad (1)$$

式中:Y 为产出量,A、K、L 表示技术、资本、劳动等投入要素, α 、 β 表示资本、劳动投入的生产弹性。

吴方卫得到拓展的 C-D 生产函数可以用来描述农业产出与投入之间的技术关系^[19],而丑洁明进一步论证了可以将需要讨论的诸多因子引入拓展模型进行分析^[20]。本研究把影响农业经济增长的生产要素估计设计为劳动力投入、土地、生产工具、辅助材料等 4 种投入要素,则函数形式为:

$$Y = A(PIA)^{\beta_1}(POW)^{\beta_2}(FER)^{\beta_3}(EMP)^{\beta_4} \quad (2)$$

对公式(2)两边取自然对数得到回归模型:

$\ln Y = \ln A + \beta_1 \ln PIA + \beta_2 \ln POW + \beta_3 \ln FER + \beta_4 \ln EMP + r$ 。(3)

令 $\ln A = \beta_0, \beta_t (t = 1, 2, 3, 4)$ 表示各种要素投入的产出弹性; r 表示残差项。以农业经济增长基本因素(4 种物质性投入要素)为层一解释变量,以社会场景因素(认知、关系、结构、文化和政治嵌入)为层二变量,构建 2 层模型:

层一: $\ln Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} (\ln PIA_{ij}) + \beta_{2j} (\ln POW_{ij}) + \beta_{3j} (\ln FER_{ij}) + \beta_{4j} (\ln EMP_{ij}) + r_{ij}$;(4)

层二: $\beta_{ij} = \gamma_{i0} + \gamma_{i1} R_j + \gamma_{i2} G_j + \gamma_{i3} J_j + \gamma_{i4} W_j + \gamma_{i5} Z_j + u_{ij}, t = 0, 1, \dots, 4$ 。(5)

式中: $i = 1998$ 年, 1999 年, $\dots, 2015$ 年; $j = 1, 2, \dots, 30$ (表示第 j 个省); $\ln Y_{ij}$ 表示 i 年第 j 个省的农业生产总值对数; r_{ij} 表示组内个体之间的差异,即第 j 个省不同年份农业经济增长的差异; u_{ij} 表示层二随机误差。 $\ln PIA_{ij}$ 、 $\ln POW_{ij}$ 、 $\ln FER_{ij}$ 、 $\ln EMP_{ij}$ 分别表示 i 年第 j 个省的土地、生产工具、辅助材料以及劳动力的对数; R_j 、 G_j 、 J_j 、 W_j 、 Z_j 分别表示第 j 个省的认知嵌入、关系嵌入、结构嵌入、文化嵌入、政治嵌入。

当 $\beta_{ij} (t = 0, 1, 2, 3, 4)$ 卡方检验显著时,表示农业经济增长以及农业经济增长与其基本投入要素之间的关系在不同省份之间存在显著性差异。其中, β_{0j} 显著时,表示农业经济增长的平均值在各省之间存在显著差异,当 β_{1j} 、 β_{2j} 、 β_{3j} 、 β_{4j} 显著时,表示土地、生产工具、辅助材料以及劳动力的产出弹性在各省之间存在显著性差异。层二模型解释了各省农业经济增长存在差异的原因。当层二模型的系数 γ_{i1} 、 γ_{i2} 、 γ_{i3} 、 γ_{i4} 、 $\gamma_{i5} (t = 1, 2, 3, 4)$ 显著时,系数的数值精确度量了社会嵌入性变量对农业经济增长的间接影响,解释了农业经济增长影响因素的作用路径。

2.2 变量的选择与数据来源

2.2.1 变量选择 依据农业经济增长的影响因素和社会嵌入性理论,层一、层二变量选择如下:层一被解释变量,以 1990 年为不变价的中国省域农林牧渔业总产值(亿元)表示农业经济增长;层一解释变量,土地用农作物总播种面积($\times 10^3 \text{ hm}^2$)表示,生产工具用农业机械化总动力(万 kW)代替,辅助材料用化肥施用折吨量(万 t)代替,劳动力用农林牧渔业就业人数(万人)表示。为了便于解释农林牧渔业总产值与各基本投入要素之间的弹性关系,对以上 5 个变量的样本数据均取自然对数,分别依次为 $\ln Y$ 、 $\ln PIA$ 、 $\ln POW$ 、 $\ln FER$ 、 $\ln EMP$ 。层二解释变量,本研究的认知嵌入用中国各省的农业经济百度 PC 指数平均值代替,用 COE 表示;关系嵌入具体分为物流关系嵌入和资金流关系嵌入,分别用各省的农林牧渔业进出口总额占农林牧渔业 GDP 比重(%)的平均值与农林牧渔业外商直接投资总额占农林牧渔 GDP 比重(%)的平均值代替,即 LRE、CRE;结构嵌入用各省的农林牧渔业产值占中国农林牧渔业总产值比重(%)的平均值代替,用 SE 表示;文化嵌入用中国各省的生态农业百度 PC 指数平均值代替(经济主体查询、了解生态农业知识有助于农业生产活动朝着生态农业的方向进行,从而可以提升生态农业文明程度,因此生态农业百度指数可以间接反映生态农业文明程度),用 CE 表示;政治嵌入用各省的公共财政支农支出占总的公共财政支出比重(%)的平均值代替,用 PE 表示。

2.2.2 数据来源 (1)层一数据。源于 2016 年《中国统计年鉴》,其中各省农林牧渔业总产值按照 1990 年为不变价处

理。(2)层二数据。农业经济百度 PC 指数、生态农业百度 PC 指数用百度指数查询;农林牧渔业外商直接投资总额数据来自各省的统计年鉴,农产品进出口总额用各省统计年鉴中种植业、畜牧业、渔业等农产品的进出口总额逐项相加得到,不包括经过加工的各类产品;公共财政支农支出数来源于各省的统计年鉴,是支援农村生产、农业综合开发及农林水利气象部门事业费等费用的合计数,不足的数据用各省的财政年鉴和中国财政年鉴补充。

3 实证结果与分析

本研究多层统计模型的结果使用专业 HLM 7.0 软件分析得到。

3.1 多层模型建立的必要性判断

运用零模型把农业经济增长的变异分解成能由层一(农业经济增长基本因素)和层二(社会嵌入性因素)解释的部分,并依据组内相关系数决定是否建立多层统计模型。

层一模型: $\ln Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$;(6)

层二模型: $\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$ 。(7)

式中: $i = 1998$ 年, 1999 年, $\dots, 2015$ 年; $j = 1, 2, \dots, 30$ (j 是表示第 j 个省); r_{ij} 表示 1 层随机误差; u_{0j} 表示 2 层随机误差。

由表 1 可知,各省农林牧渔业产值的对数($\ln Y_{ij}$)的平均值在各省之间有显著的差异,社会嵌入性因素解释的程度可用组内相关系数 $\rho = 1.00571 / (1.00571 + 0.06213) \times 100\% = 94.18\%$ 表示,只有 5.82% 的变异可以用农业经济增长基本因素解释。说明中国省域农业经济增长影响因素机制较复杂,仅仅考虑农业经济增长基本因素是不够的。因此在研究中国省域农业经济增长时,必须引入社会嵌入性变量进行分析。

表 1 农业经济增长变异的分解结果

模型	随机误差	标准差	方差成分	自由度	卡方值	P 值
层二	u_{0j}	1.002 85	1.005 71	29	8 008.82	<0.001
层一	r_{ij}	0.249 27	0.062 13			

3.2 农业经济增长基本因素对农业经济增长影响的结果分析

将农业经济增长基本变量引入模型中,剔除不显著的变量(就业人数不显著),得到变量相对接近显著的模型为:

层一模型: $\ln Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \times \ln PIA_{ij} + \beta_{2j} \times \ln POW_{ij} + \beta_{3j} \times \ln FER_{ij} + r_{ij}$;(8)

层二模型: $\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}, \beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}, \beta_{2j} = \gamma_{20} + u_{2j}, \beta_{3j} = \gamma_{30} + u_{3j}$ 。(9)

式中:层一模型中的解释变量都是用组中心化后的数据参与运算的。 $\ln PIA$ 为负向显著预期因子,回归系数值为 -0.431 ,表明 PIA 每增加 1%, Y 会减少 0.431%,即农作物总播种面积的增加对农业经济的增长有显著的降低作用。这是因为当政府出台鼓励包括粮食在内的大田作物种植的相关政策时,粮食作物播种面积往往会出现较大幅度的上升,势必会对经济效益更加良好的渔业、畜牧业、果木业造成“挤压”效应,从而导致当年农林牧渔业产值出现不同程度的下降。从农作物总播种面积对农业经济增长的作用方向来看,本研究结果与彭克强等的观点^[21]一致。 $\ln POW$ 为正向显著预期因子,回归系数为 0.281,表明 POW 每增加 1%, Y 会增加 0.281%,即农

机总动力对农业经济增长具有显著提升作用。这是因为农业机械化能转化为生产力为农业生产过程服务,促进农业经济的增长。从农业机械化对农业经济增长的作用方向来看,本研究结果与鲍洪杰等的观点^[22]一致。 $\ln FER$ 为正向显著预期因子,回归系数为 0.536 8,表明 FER 每增加 1%, Y 会增加 0.536 8%,即化肥施用折纯量比重的增加对农业经济的增长具有提升作用。这是因为化肥的合理使用有助于改善土壤的

质量,进而推动农业产量及促进农民收入增长。从化肥使用折纯量对农业经济增长的作用方向来看,本研究结果与叶明华等的观点^[23]一致。

由表 2 可知,截距(β_0)和 $\ln PIA$ 、 $\ln POW$ 、 $\ln FER$ 的回归系数在各省之间存在显著差异,即截距、 $\ln PIA$ 、 $\ln POW$ 、 $\ln FER$ 与 $\ln Y$ 之间的关系随着省份的不同而显著不同。嵌入性变量可以对省份之间的变异给出一定程度上的解释。

表 2 农业经济增长基本要素对农业经济增长影响的随机回归结果

层二变量 系数	回归系数和显著性检验			方差成分和显著性检验	
	回归系数	标准差	t 值	方差成分	卡方值
γ_{00}	6.110 492 ***	0.180 344	33.882	1.009 19 ***	168 753.000
γ_{10}	-0.431 026 **	0.208 509	-2.067	0.839 24 ***	99.200
γ_{20}	0.280 984 *	0.152 981	1.837	0.120 74 ***	1 933.460
γ_{30}	0.536 804 **	0.228 037	2.354	0.320 91 ***	465.050

注: *、**、*** 分别表示在 0.1、0.05、0.01 水平上显著相关。

3.3 社会嵌入性影响效应结果分析

为了解释截距和 $\ln PIA$ 、 $\ln POW$ 、 $\ln FER$ 之间关系的省域变异,将嵌入性变量引入,得到变量相对接近显著的模型如下。

层一模型: $\ln Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \times \ln PIA_{ij} + \beta_{2j} \times \ln POW_{ij} + \beta_{3j} \times \ln FER_{ij} + r_{ij\circ}$ (10)

层二模型: $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \times COE_j + \gamma_{02} \times CE_j + \gamma_{03} \times LRE_j + \gamma_{04} \times SE_j + u_{0j}$, $\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} \times LRE_j + \gamma_{12} \times CRE_j + \gamma_{13} \times SE_j +$

u_{1j} , $\beta_{2j} = \gamma_{20} + \gamma_{21} \times CE_j + \gamma_{22} \times SE_j + u_{2j}$, $\beta_{3j} = \gamma_{30} + \gamma_{31} \times LRE_j + \gamma_{32} \times PE_j + u_{3j\circ}$ (11)

其中,层一和层二模型中的解释变量都用组中心化后的数据参与运算,结果见表 3。由表 1、表 2 和层一、层二模型结果知嵌入性变量对 β_{0j} 、 β_{1j} 、 β_{2j} 、 β_{3j} 的方差成分解释程度见表 4。由表 4 可知,嵌入性变量对各省的截距以及变量 $\ln PIA$ 、 $\ln POW$ 、 $\ln FER$ 与 $\ln Y$ 之间的关系的差异程度有较好的解释,说明构建二层模型较合理。层二模型的具体分析见表 3。

表 3 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 值	自由度	P 值
β_{0j}	γ_{00}	6.110 492	0.078 310	78.029	25	<0.001
	γ_{01}	-0.033 566	0.010 950	-3.065	25	0.005
	γ_{02}	0.047 315	0.013 721	3.448	25	0.002
	γ_{03}	-0.025 774	0.006 873	-3.750	25	<0.001
	γ_{04}	0.204 138	0.059 138	3.452	25	0.002
β_{1j}	γ_{10}	-0.108 497	0.190 550	-0.569	26	0.574
	γ_{11}	-0.019 496	0.008 361	-2.332	26	0.028
	γ_{12}	0.512 384	0.492 346	1.041	26	0.008
	γ_{13}	-0.221 335	0.055 700	-3.974	26	<0.001
β_{2j}	γ_{20}	0.500 771	0.063 112	7.935	27	<0.001
	γ_{21}	-0.010 180	0.002 609	-3.901	27	<0.001
	γ_{22}	0.069 553	0.024 746	2.811	27	0.009
β_{3j}	γ_{30}	0.443 865	0.114 940	3.863	27	<0.001
	γ_{31}	-0.022 255	0.006 330	-3.503	27	0.002
	γ_{32}	-0.116 397	0.025 435	-4.576	27	<0.001

表 4 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 (%)
u_{0j}	1.009 19	0.219 32	78.27
u_{1j}	0.839 24	0.390 67	53.45
u_{2j}	0.120 74	0.024 22	79.94
u_{3j}	0.320 91	0.089 32	72.17

由表 3 可知,直接影响表现为 COE 为负向预期因子,回归系数为 -0.033 6,表明农业经济百度 PC 指数每增加 1 个单位, Y 会平均减少 0.033 6%,即认知嵌入显著降低农业经济增长。这是由于理论上经济主体对农业经济发展的关注度越高,就越注重如何提高自身经济行为效率,从而促进经济增

长。但是,一方面由于中国网民的主体是中青年人,上网的中青年人群中关注农业经济增长的人群比例相对较低,另一方面从事农业生产的经济主体中还存在很大一部分人群对网络阅读、上网查阅资料的理念、技能还不够深入和娴熟(如科技文化素质欠缺的农民以及网络没有覆盖地区的农民),因此,整体上经济主体对农业经济增长的关注度还是相对欠缺的,这在一定程度上制约了农业经济的增长。CE 为正向预期因子,回归系数为 0.047 3,表明生态农业百度 PC 指数每增加 1 个单位, Y 会增加 0.047 3%,即文化嵌入对农业经济增长具有显著提升作用。这是因为生态农业 PC 指数很大程度上度量了农业生态文明的程度,经济主体在百度上对生态农业知识的阅读会得到关于发展生态农业的知识与增强环境保护的

认识,有助于生态农业的发展及缓解农业资源承载压力,而农业经济增长对农业生态资源具有很强的依赖性,农业生态承载能力加强有助于农业经济的可持续发展。从生态农业对农业经济增长的影响来看,本研究结果与任志远等的观点^[24]一致。LRE 为负向预期因子,回归系数为 $-0.025\ 8$,表明物流关系嵌入每增加 1% , Y 会减少 $0.025\ 8\%$,即关系嵌入对农业经济增长具有显著降低作用。因为如果将农产品进口和农产品出口分开来看,则农产品的出口对农业经济的增长存在一定程度的负向冲击,农产品进口对农业经济的增长存在正向冲击。这是因为在我国一方面对外出口的农产品绝大部分为低附加值的产品,如活动物、动物产品、植物产品等,且缺乏收入弹性。同时,我国农产品出口地主要是东南亚国家和地区,随着该区域经济的快速发展和收入水平的迅速提高,由于我国出口的农产品多为低收入弹性,造成我国农产品较慢的出口增长速度。而进口的农产品中,油料产品等大宗农产品所占比重较大,大部分大宗农产品作为资本品进入本国的市场,带来长期的产出,进而促进经济增长。另一方面,农产品出口总额比重的平均值大于进口总额的平均值,进口带来的正向冲击没有完全抵消掉出口带来的负向冲击。因此,总的结果导致农产品外贸依存度对农业经济增长的作用是负向的。从外贸依存度对农业经济增长作用方向来看,本研究结果与曹永峰的观点^[7]一致。SE 为正向预期因子,回归系数为 $0.204\ 1$,表明产值结构嵌入每增加 1% , Y 会增加 $0.204\ 1\%$ 。省域农林牧渔业产值占全国产值的比重体现了该省农业生产的优势,在一定程度上反映了该省的农业经济发展水平,农林牧渔业产值比重越大该省就越具备农业竞争优势,农业优势资源集聚能力也越强,农业经济发育越充分,进而农业经济增长也越快。从产值结构对农业经济增长作用方向来看,本研究结果与刘飞翔等的结论^[25]一致。

间接影响表现为层二模型变量 $\ln PIA$ 的斜率 β_1 方程中, LRE 为负向因子,这体现了物流关系嵌入对农业经济增长的间接影响。同时, LRE 的增加将削弱变量 $\ln PIA$ 与 $\ln Y$ 之间的负向关系。削弱结果表现为物流关系嵌入每增加 1% , PIA 对 Y 的负向影响将减弱 0.02 个单位。这是因为农业外贸依存度有利于调节本国的种植业结构,外国对本国的农产品需求以及大宗农产品的引进有利于农作物总播种面积的调节,从而减小对经济效益较好的如渔业、畜牧业、果木业的挤占效应,从而促进农业经济的增长。CRE 为正向因子,这体现了资金流关系嵌入 CRE 的增加将加强变量 $\ln PIA$ 与 $\ln Y$ 的负向关系,即当资金流关系嵌入增加 1% 时, PIA 对 Y 的负向影响将增加 $0.512\ 4$ 个单位。这是因为目前我国农业的外商直接投资比重仍然较低,且外商投资主要集中在科技水平较低、劳动密集型的生产领域,不利于农业经济的增长。SE 为负向预期因子,这体现结构嵌入将削弱变量 PIA 与 Y 之间的负向关系,即当农业产值结构增加 1% 时, PIA 对 Y 的负向影响将减少 $0.221\ 3$ 个单位。这是因为产值比重较大体现了该省的农业发展优势相对较大、经济效益相对较好,产值比重的增大在一定程度上是农业结构优化的表现,体现了农作物、林业、畜牧业、渔业相互之间的调节,通过缩小经济效益相对较小的农业来发展经济效益相对较大的农业,从而促进农业经济的增长。

层二模型变量 $\ln POW$ 的斜率 β_2 方程中, CE 为负向预期因子,这体现了文化嵌入将削弱变量 POW 与 Y 之间的正向关系。即当生态农业百度指数增加 1 个单位时, POW 对 Y 的正向影响将减少 $0.010\ 2$ 个单位。这一方面说明在生态文明程度较高的社会背景下,循环农业的整体机械化水平有待提高,另一方面,也说明循环农业的机械化资本从投入到产生经济效益,还存在一定的时滞,所以这在一定程度上制约了农业经济的增长。SE 为正向预期因子,这体现了产值结构嵌入将加强变量 POW 与 Y 之间的正向关系,即当农业产值结构增加 1% , POW 对 Y 的正向影响将加强 $0.069\ 6$ 个单位。农业产值比重大说明该地区的农业经济发展水平较好,经济主体具有较高的积极性对农业机械化进行投入,而投资力度的加大又会促进农业经济的增长。

层二模型变量 $\ln FER$ 的斜率 β_3 方程中 LRE 为负向预期因子,这体现了物流关系嵌入将削弱 FER 与 Y 之间的关系。即当农业外贸依存度增加 1 个单位, FER 与 Y 之间的正向影响将削弱 $0.022\ 3$ 个单位。这是因为农业外贸依存度的提高使得本国经济主体更加偏向于学习外来的先进农业管理方法、先进技术,减弱了对化肥的依赖,从而在一定程度上抑制了农业经济的增长。PE 为负向预期因子,表明政治嵌入的加强将削弱 FER 与 Y 之间的关系。即当财政支农支出增加 1 个单位时, FER 与 Y 之间的正向影响将削弱 $0.116\ 4$ 个单位。一方面是因为化肥施用折纯量一定程度上反映了农民的风险规避性,心理上希望通过增加化肥投入来增加农业产值,但是随着支援农村生产支出、农业补贴等支援农民政策的优惠,一定程度上使得农民越来越弱化了这种风险规避性,转而提高其他投入要素的生产率。另一方面是因为支农支出结构相对不合理,真正用于生产性支出的比例较低,而用于农业事业费比重较大,因此,这种挤占效应导致用于投入化肥的资金有所下降并一定程度上制约了农业经济的增长。

4 结论与政策建议

本研究在新经济社会学嵌入性视角下概括农业经济增长的嵌入性,并将其同多层统计模型有效结合起来,建立农业经济增长社会嵌入性影响因素理论模型并分析中国农业经济增长的影响因素,进而解决农业经济增长影响因素的作用路径问题。农业投入基本要素对农业经济增长的影响分别受到嵌入性变量的调节,物流关系嵌入和结构嵌入对农作物总播种面积与农业经济增长之间的关系具有负向调节作用,资金流关系嵌入对农作物总播种面积与农业经济增长之间的关系具有正向调节作用。文化嵌入负向调节农机总动力与农业经济增长之间的关系,结构嵌入正向调节农机总动力与农业经济增长之间的关系。物流关系嵌入、政治嵌入负向调节化肥施用折纯量与农业经济增长之间的关系。农业经济增长多层统计模型实证分析合理地运用大数据(农业经济百度指数和生态农业百度指数)作为分析视角,将农业经济和生态农业百度搜索指数分别作为认知嵌入和文化嵌入变量引入到模型中。通过大数据来反映经济主体对农业经济问题的认知程度以生态环境对农业经济增长的影响。

根据实证分析结果,在制定农业发展政策时不仅要考虑农业经济增长基本要素,还要协调好嵌入性因素对基本要素

的作用,同时还要结合大数据的时代特征;只有优化农业经济增长基本要素、促进社会嵌入性因素的作用、统筹农业经济增长基本要素和社会嵌入因素的协调发展,才能促进各省农业经济的稳定增长。具体策略为:第一,调整优化农产品内部比价关系。合理提高种植业尤其是粮食生产的比较效益,政府应综合运用各种手段,如价格、补贴、奖励等手段努力提高种植业经营收入、降低生产成本,逐步缩小直至消除种植业与渔业、畜牧业、果木业之间的效益差距。第二,认知性嵌入会直接影响农业经济增长,因此各省应加强农业经济知识的宣传与普及,在传统农业向新型农业发展的转折时期,须要加大农业数据化、信息化的建设力度,健全通信和网络设施,实现农村地区的网络全覆盖,利用互联网工具来提高农民的认知水平与农业经济增长意识,在实际的农业生产活动中加深对农业经济增长的重视程度。第三,生态农业的文化嵌入会直接或间接影响农业经济增长。因此,农业经济的发展要注重对自然资源的合理开发、利用与保护。各地区的环境资源都具有其生态服务价值,农业经济要实现与环境的协调发展就必须在保护生态环境的前提下积极发展农业,大力推广特色农业、有机农业、生态农业、循环农业、绿色低碳农业,实现农业的集约可持续发展。第四,各省的物流关系嵌入对农业经济增长既有直接影响又有间接影响。各省应利用国际市场通过进出口关系来调整农业产业结构和农产品结构。将农业生产逐渐调整转向收入弹性大、附加值高的产业和产品上,对于收入弹性小、附加值低的产品,在保证粮食安全供给的基础上可适当减小生产。扩展农产品深加工和精加工链条,增强农产品的比较优势来扩大农产品出口,增强外贸竞争力。第五,积极改善外商投资环境并引导外商投资方向。一要大力改善投资环境,增强农业的市场吸引力。政府要在力所能及的范围内发挥内资的作用,加大农业投入,加强农业基建和农民培训,为吸引外资创造良好的内外部条件。二要扩大农业利用外资范围,应进一步由农业生产部门转向生产要素市场和农产品流通市场,通过两头带动中间。第六,合理优化政治嵌入——财政支农支出的结构。政府在财政资金向支农支出倾斜的同时,还必须从优化支农支出的结构着手,要适当缩减用于各项事业费等非生产性活动的支出比重,加大支持农业生产及科技三项工作,为增强农业综合生产力、创建农民增收长效机制提供有力的资金投入和科技支持,从而最大限度地发挥财政支农的经济增长效益。

参考文献:

- [1]周阳敏,宋利真. 中国农业包容性增长的理论与实证研究[J]. 农业技术经济,2012(2):20-27.
- [2]陈莉. 我国农业机械化与农业经济增长的计量解析[J]. 农业机械学报,2006,37(11):74-79.
- [3]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(1):3-18.
- [4]李焕彰,钱忠好. 财政支农政策与中国农业增长:因果与结构分

- 析[J]. 中国农村经济,2004(8):38-43.
- [5]魏朗. 财政支农支出对我国农业经济增长影响的研究——对1999—2003年农业生产贡献率的实证分析[J]. 中央财经大学学报,2007(9):11-16,22.
- [6]杜红梅,安龙送. 我国农产品对外贸易与农业经济增长关系的实证分析[J]. 农业技术经济,2007(4):53-58.
- [7]曹永峰. 农产品进出口、人民币实际汇率与农业经济增长关系的经验分析[J]. 国际贸易问题,2007(10):108-113.
- [8]姚树洁,冯根福,韦开蕾. 外商直接投资和经济增长的关系研究[J]. 经济研究,2006(12):35-46.
- [9]李泳. 国际直接投资和中国农业产业结构升级[J]. 中国农村经济,2006(5):10-17,39.
- [10]Granovetter M. Economic action and social structure:the problem of embeddedness[J]. Social Science Electronic Publishing,1985,91(3):481-510.
- [11]Zukin S,Dimaggio P J. Structures of capital:the social organization of economy[M]. Cambridge:Cambridge University Press,1990.
- [12]Huber J D,Georgia K,Leoni E L. Institutional context, cognitive resources and party attachments across democracies[J]. Political Analysis,2005,13(4):365-386.
- [13]Kedar O,Shively P W. Introduction to the special issue of multilevel analysis in comparative political studies[J]. Political analysis,2005,13(4):365-386.
- [14]王济川,谢海义,姜家宝. 多层统计分析模型——方法与应用[M]. 北京:高等教育出版社,2008.
- [15]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:吉林大学出版社,2009.
- [16]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上的应用研究[J]. 数理统计与管理,2009,28(5):869-878.
- [17]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.
- [18]Gulati R. Alliances and networks[J]. Strategic Management Journal,1998,19(4):293-317.
- [19]吴方卫. 中国农业的增长源泉分析[J]. 中国软科学,2000(1):48-52.
- [20]丑洁明,叶笃正. 构建一个经济-气候新模型评价气候变化对粮食产量的影响[J]. 气候与环境研究,2006,11(3):347-353.
- [21]彭克强,易新福,邱雁. 改革以来中国农业投入产出关系的协整分析[J]. 农业技术经济,2013(4):59-68.
- [22]鲍洪杰,刘德光,陈岩. 农业机械化与农业经济增长关系的实证检验[J]. 统计与决策,2012(21):139-141.
- [23]叶明华,庾国柱. 要素投入、气候变化与粮食生产——基于双函数模型[J]. 农业技术经济,2015(11):4-13.
- [24]任志远,徐茜,杨忍. 基于耦合模型的陕西省农业生态环境与经济协调发展研究[J]. 干旱区资源与环境,2011,25(12):14-19.
- [25]刘飞翔,潘国亮,占纪文,等. 省域农业竞争力测度模型构建与综合评价[J]. 江西农业大学学报(社会科学版),2009,8(1):43-47.