

黄柳婷,王 颖. 比较效益、生产选择与作物结构调整[J]. 江苏农业科学,2021,49(11):231-235.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2021.11.040

比较效益、生产选择与作物结构调整

黄柳婷,王 颖

(南京农业大学经济管理学院,江苏南京 210095)

摘要:以花生、大豆为例,基于 1993—2017 年省级花生、大豆的面板数据,从生产的替代效应与选择效应视角,挖掘作物生产结构调整及生产区域集中化的驱动力。结果表明,在生产替代效应下比较效益促进花生和大豆的生产规模扩张,但这种促进作用会伴随着最优化行为约束下的生产选择效应减弱,从而导致花生和大豆的生产规模收缩,且相较于非劳动密集型作物大豆,劳动密集型作物花生的比较效益促进结构调整受兼业程度影响的敏感程度更大。因此,应政策性提高花生和大豆相对于其他替代作物的比较收益,同时考虑到地区农民非农兼业化程度,加快新型经营主体培育,推进花生、大豆生产专业化分工。

关键词:作物结构调整;比较效益;兼业程度;替代效应;生产选择效应;花生;大豆

中图分类号:F326.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-1302(2021)11-0231-05

改革开放以来,我国由于经济的持续快速发展和人们生活水平不断提高,对植物油的需求迅速增加,国内植物油供给量赶不上消费的增长速度。在 2006—2018 年期间,我国植物油总消费量由 2 267.4 万 t 上升至 3 992 万 t,国内植物油生产总量从 1 503.9 万 t 逐年增加至 3 059.2 万 t,供求缺口日益突出。一方面从植物油消费来看,在我国植物油消费的构成中,油料作物花生、大豆占 50% 以上,但是用于榨油消费的花生和大豆来源各有不同。换句话说,我国是世界上最大的花生生产国,2018 年花生榨油消费量已超过食用消费量,且 97% 为国产花生,而 2018 年大豆压榨消费量占大豆总需求量的 86.34%,大豆榨油消费量中进口大豆占 97%。另一方面从油料作物生产供给来看,油料生产的增长受耕地资源约束刚性增强、油料生产效益偏低、耕地生态环境恶化等的限制,油料作物产地逐年变迁,花生和大豆产地分布也各有不同特点,大豆生产逐年由分散式生产趋向东北区、华北区内蒙古一带集中,花生生产趋势表现为大规模水平省份少、中低水平数量逐步增加的金字塔形分布,即趋向于集中至主产大省华东地区河南省、山东省,同时又逐渐分散在东北、华北、华中、华南部分地区。

区,作物生产能否达到一个持久稳定的生产水平与此相关甚密。因此,笔者选择花生和大豆作物作为研究对象,从生产的替代效应与选择效应视角,研究我国花生、大豆的生产结构调整、产地变迁,并分析其在有限地区集中生产的机制,对进一步挖掘国内花生、大豆增产潜力,保障我国油料产业的持续稳定发展、食用油安全有一定意义。

1 文献综述与理论框架

1.1 文献综述

对于农业生产布局演变及其影响因素,已有国内外学者展开了较为丰富的研究。国外学者较有代表性的是杜能“农业区位论”、韦伯“工业区位论”、克里斯塔勒“中心地理论”和廖什“市场区位论”等。国内学者主要从自然资源、社会资源、经济资源、市场资源及政策环境等宏观角度切入^[1],微观层面主要基于生产者决策行为理论,首先是农户决策与价格的关系,其次是农户种植意愿影响种植规模。在对农户理性假设前提下,农户根据预期价格调整生产结构,仅依据预期价格决定其种植意愿存在局限性,农户预期需要根据收益和成本的平衡进行决策。比较效益,即农作物与替代作物相对净收益,在一定程度上会影响农户在有限的土地资源中进行作物种植分配的决策行为^[2]。

部分学者分析了比较效益对于生产结构调整的正向影响,钟甫宁基于省级面板数据实证分析表明,水稻的相对收益显著影响其播种面积^[3]。杨春

收稿日期:2020-10-28

基金项目:江苏省高校优势学科建设工程项目(编号:PAPD)。

作者简介:黄柳婷(1994—),女,广西钦州人,硕士研究生,主要从事农业经济管理研究。E-mail:vivietin@163.com。

等运用空间计量方法实证表明,经济效益优势更能激发农民生产,有利于区域集聚特征的形成^[4]。张怡认为,种植业内部比较效益和非农就业机会是我国棉花、花生种植面积变化的关键影响因素之一^[5]。周曙东等挖掘了主产区花生生产布局演变的主要驱动力,发现相对收益率是影响种植业结构调整的重要内在动因^[6]。张哲等研究认为,农作物结构调整按照绝对优势变化进行,专业化水平变动方向与比较效益变化相违背^[7]。通过对现有文献的梳理可以发现,部分学者对比较效益的正向调整作用进行了肯定,但也有学者认为比较效益与区域专业化生产变化是相背离的,2 种观点存在矛盾。

基于上文,比较效益与生产时空演变、生产区域专业化密切相关,从而影响农作物生产水平的稳定,可以基于生产替代效应和生产选择效应 2 个方面探讨。在某个特定时期一定技术水平条件下,替代效应和生产选择效应都会促进种植结构调整,比较效益通过生产替代效应提高农户生产种植积极性,从而调增农作物种植面积,从这一角度来看比较效益对种植结构调整具有促进作用。但是在土地资源专用性约束下,由于短期调整成本和调整空间有限,比较效益通过农户的生产选择效应对种植结构调整的影响程度呈递减趋势。

1.2 理论框架与研究假设

由以上分析可知,以理性农户追求利益最大化为假设前提,在农业生产过程中,农户作为生产的决策者,在外在环境和资源约束下,期望用最少的投入包括时间、劳动力、物质成本等去得到更大的产出和效益。为达到这一目标,农户对市场变化做出积极反应的同时,也会去均衡市场风险和利润最优化,根据自身目标和所拥有的资源情况寻求一个合理利用人财物方式的最优行为方案。比较效益对生产时空演变的影响,实际上是生产和交换博弈中不断改进和优化的过程(图 1)。在生产和交换理论中,随着时间的推移,生产可能性曲线不断发生动态的变化,生产和交换的状态会不断调整,从农业生产角度来看,市场供求关系影响农产品价格,从而影响比较效益,微观农户会根据生产和交换的状态,不断调整和优化农业生产种植结构。

因此,比较效益对生产时空演变的影响可以从市场需要和有限资源角度来看,一方面比较效益对生产时空演变的影响机制在于生产替代效应的体

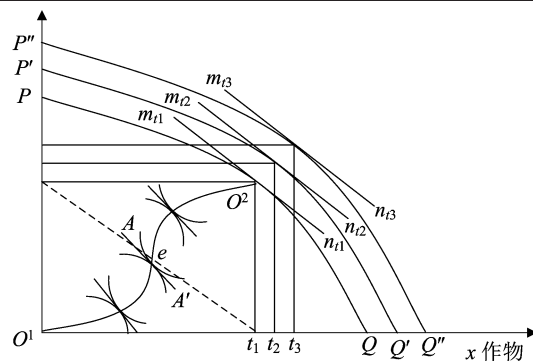


图1 市场需要和资源的双约束下生产和交换的动态一般均衡过程

现;作物生产具有比较效益会让农户预期市场行情更好,从而提高生产积极性(图 2), AB 为最开始一定生产技术水平条件下和一定量资源投入的生产可能性曲线,收入为 $I = P_x \times x + P_y \times y$ ($P_y = 1$), 等收益线 P_1 与 AB 相切于 e_1 点,此时农户分别生产 x_1 和 y_1 的 x 作物和 y 作物。假设在其他条件不变的情况下, x 或 y 的相对价格提高,农户预期相对收益具有比较优势,在生产替代作用下, P_1 曲线旋转至 P_2 曲线,新的约束线与生产可能性曲线 AB 相切于 e_2 点,此时农户分别生产 x_2 和 y_2 的 x 作物和 y 作物, $(x_2 - x_1)$ 即为替代效应的体现。

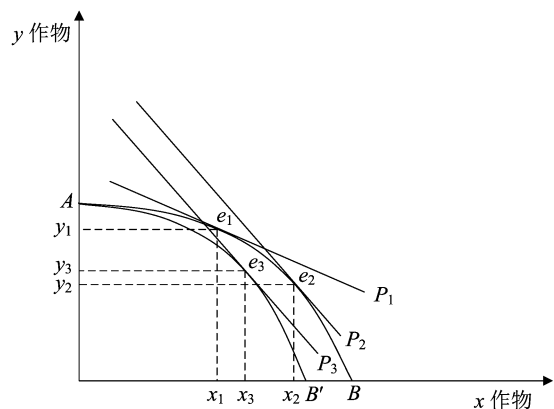


图2 市场需要和资源的双约束下的替代效应和生产选择效应

另一方面,比较效益对生产时空演变的影响机制在于生产选择效应的体现;在土地专用性约束下,农民的生产选择行为受兼业程度影响,在收入最大化原则下,即使某种作物的相对效益具有比较效益,农户会选择种植那些经济效益次佳,需要投入劳动较少就能增加其非农收入从而提高总收入的作物^[2]。在均衡最优行为方案的同时,农户的生产选择效应体现于减少作物种植投入,放弃部分种植所得收入。因此生产可能性曲线从 AB 移动至 AB' , 等收益曲线从 P_2 平移至 P_3 , 2 条线切点为 e_3 , 此时农户分别生产 x_3 和 y_3 的 x 作物和 y 作物,

$(x_3 - x_2)$ 即为生产选择效应的体现。总效应即为 $(x_2 - x_1) + (x_3 - x_2) = (x_3 - x_1)$, 若生产替代效应大于生产选择效应, 则比较效益对生产种植结构的调整具有正向作用, 反之, 生产种植结构调整并不必然。

基于以上分析, 本研究提出以下假说: H1, 由于生产替代效应的存在, 比较效益总体上对大豆花生生产种植结构调整具有正向作用。H2, 由于生产选择效应的存在, 比较效益对种植结构调整的影响程度随着兼业程度的提高呈递减趋势。H3, 相较于非劳动密集型作物大豆, 劳动密集型作物花生的比较效益促进结构调整受兼业程度影响的敏感程度更大。

2 数据来源、模型构建与变量说明

2.1 变量选择与模型设定

2.1.1 控制变量的引入 本研究的被解释变量为花生和大豆生产的集聚水平, 参考相关研究做法^[8]选取生产规模指数为集聚指标。本研究选取比较收益和兼业程度作为研究作物生产区域专业化的关键解释变量, 其中比较效益即农作物与替代作物相对净收益, 本研究用非农就业人数占农村劳动力人数比例作为兼业程度。为控制其他要素对作物种植结构的影响, 借鉴前人研究结果, 引入其他控制变量: (1) 自然因素。选取成灾率(成灾面积占受灾面积的比例)作为自然因素的代理变量。(2) 资源禀赋。选取劳均耕地面积($\text{hm}^2/\text{人}$)作为资源禀赋约束的代理变量。(3) 人力资本。对人力资本存量的考量选用农民平均受教育年限指标, 根据现有统计口径将农村劳动力受教育年限按照 0、6、9、12、15 年进行加权求和, 由于 2013 年之后国家未统计农村劳动力受教育水平, 考虑到农村教育事业稳步发展, 采用前 5 年几何增长率进行推算。(4) 农业基础设施。选取有效灌溉效率(灌溉面积与该作物播种面积占比的乘积)作为农业基础设施的代理变量。(5) 市场条件。选用交通运输便利程度(单位面积公路和铁路密度, km/km^2)作为市场条件代理变量。(6) 技术外部性因素。使用机械化水平和化肥施用效率代表技术外部性因素, 即用地区农业机械总动力与该作物播种面积比例的乘积作为机械化水平的代理变量, 用地区农业生产总产值与化肥投入量的比值作为化肥施用效率的代理变量, 其中为剔除价格变化的影响, 农业总产值以 1993 年为基

期进行平减。

2.1.2 理论模型的构建 根据以上分析, 构建以下模型:

$$\ln \text{agg}_{i,t} = \alpha + \beta_1 (\ln \text{prof}_{i,t-1}) + \beta_2 (\ln \text{nona}_{i,t-1}) + \beta_3 (\ln \text{nona}_{i,t-1}) \times (\ln \text{prof}_{i,t-1}) + \gamma_i \sum_{i=1}^n (\ln x_{i,t-1}) + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

为削弱异方差和自相关问题, 对所有变量取对数处理, 解释变量滞后 1 期。上述公式(1)中, i 表示省份, t 表示时间; $\text{agg}_{i,t}$ 表示第 i 省第 t 年的当期集聚水平, 用生产规模指数代理; $\text{prof}_{i,t-1}$ 为上一期各省份大豆或花生与替代作物的单位面积净收益比较, 替代作物即为与研究作物生长期和环境基本一致的农作物品种, 本研究范围内不同地区替代作物品种不同, 具体见表 1, 若存在 2 种以上替代作物, 用加权平均法将几种替代作物的单位面积净收益综合处理; $\text{nona}_{i,t-1}$ 表示上一期各省份兼业程度的代理变量乡村非农从业人员与乡村从业人员的比例; 为验证比较效益对种植结构调整的影响程度随着兼业程度的提高呈递减趋势, 将比较效益与兼业程度的交互项引入模型; $x_{i,t-1}$ 表示滞后 1 期控制变量, 包括自然灾害(disa)、劳均耕地面积(per)、农民平均受教育年限(edu)、有效灌溉效率(irri)、运输条件(trans)、机械化水平(mach)、化肥施用效率(ferr)。

表 1 不同地区大豆、花生替代作物

原作物	地区	替代作物
大豆	河北省、山西省、吉林省、江苏省、湖北省、陕西省	玉米
	内蒙古自治区、黑龙江省	玉米、春小麦
	辽宁省、安徽省、山东省、河南省	玉米、花生
花生	河北省、辽宁省、江苏省、安徽省、四川省、贵州省、湖北省	玉米
	山东省、河南省、陕西省	玉米、大豆
	福建省、广东省、广西壮族自治区	水稻

为比较大豆和花生主要关注变量对被解释变量的敏感性程度, 本研究测算变量平均边际效应进行比较。具体公式(2)、公式(3)、公式(4)如下所示, E_{prof} 、 E_{nona} 、 E_x 分别表示比较效益、兼业程度及其他变量的边际效应, 公式中的变量取值为均值。

$$E_{\text{prof}} = \frac{\partial (\ln \text{agg})}{\partial (\ln \text{prof})} = \beta_1 + \beta_3 \times \text{nona}; \quad (2)$$

$$E_{\text{nona}} = \frac{\partial (\ln \text{agg})}{\partial (\ln \text{nona})} = \frac{\partial (\ln \text{agg})}{\partial (\ln \text{nona})} \times \text{nona} = (\beta_2 + \beta_3 \times \ln \text{prof}) \times \text{nona}; \quad (3)$$

$$E_x = \frac{\partial(\ln agg)}{\partial(\ln x)} = \gamma_n \quad (4)$$

2.2 数据来源与描述性统计分析

本研究中所有的变量数据为 1993—2017 年我国省、市、自治区面板数据,考虑数据的可获得性以及实际种植情况,从宏观层面选取河北省、山西省、内蒙古自治区、辽宁省、吉林省、黑龙江省、江苏省、安徽省、山东省、河南省、湖北省、陕西省级行政单位作为大豆研究范围;选取河北省、辽宁省、江苏省、安徽省、福建省、山东省、河南省、湖北省、广东省、广西壮族自治区、四川省、贵州省、陕西省级行政单位作为花生研究范围。数据来源于《中国统计年鉴》《全国农产品成本收益汇编》《中国农业年鉴》《中国农村统计年鉴》、国家统计局网站。根据已有研究缺失数据处理方法,大豆和花生比较净收益缺失数据较多的个别省份均用邻省数据替代,对于个别缺失值,采用前后 2 年平均数据。为削弱异方差和自相关问题,对数据进行取对数处理,大豆和花生所有变量的数据统计描述见表 2、表 3,可以看出,取对数形式之后的变量最小值和最大值比较小,标准差也比较小。

3 模型估计结果与分析

根据以上分析,本研究运用 stata 12 软件大豆和花生的因素影响模型进行回归,首先进行组间异方差、组间截面相关、组内自相关检验,各检验结果 P 值均在 1% 的显著性水平上拒绝原假设,即认为模型存在异方差、组间截面相关和组内自相关问

表 2 大豆变量数据的统计描述

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln agg$	-3.159	0.870	-4.768	-0.784
$\ln prof$	-0.079	0.622	-3.586	2.247
$nona$	0.371	0.134	0.129	0.721
$\ln disa$	-0.711	0.299	-1.892	-0.130
$\ln per$	-0.646	0.647	-1.644	0.936
$\ln edu$	2.095	0.066	1.825	2.201
$\ln irri$	4.861	0.837	3.356	7.330
$\ln trans$	-0.810	0.853	-3.187	0.586
$\ln mach$	3.672	2.043	-3.355	6.809
$\ln ferr$	0.925	0.264	0.257	1.496

表 3 花生变量数据的统计描述

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln agg$	-3.136	0.979	-5.150	-1.386
$\ln prof$	0.402	0.595	-5.521	1.596
$nona$	0.411	0.127	0.101	0.721
$\ln disa$	-0.753	0.277	-1.892	-0.130
$\ln per$	-1.269	0.458	-2.197	-0.268
$\ln edu$	2.070	0.097	1.693	2.201
$\ln irri$	4.157	1.159	1.396	6.069
$\ln trans$	-0.603	0.653	-1.811	0.586
$\ln mach$	4.160	1.450	0.882	6.809
$\ln ferr$	0.995	0.330	0.297	2.116

题,考虑到以上存在问题,本研究运用面板矫正标准误差模型(PCSE)进行修正,结果见表 4,2 个模型拟合优度 R^2 为 0.984 和 0.961,说明拟合效果很好。

表 4 大豆和花生的因素影响模型估计结果

变量	花生		大豆	
	系数	t 值	系数	t 值
比较效益	0.124 ***	2.67	0.096 *	1.65
兼业程度	-0.510 *	-1.75	-1.096 ***	-2.69
比较效益 × 兼业程度	-0.378 ***	-2.76	-0.296 *	-1.66
自然灾害	-0.032	-0.90	-0.048	-1.04
人均耕地面积	0.135 ***	2.67	0.558 ***	5.07
农民平均受教育年限	-1.346 ***	-4.32	0.465	0.88
有效灌溉效率	0.684 ***	10.26	0.675 ***	17.10
运输条件	0.104 **	2.32	-0.005	-0.07
机械化水平	0.071	1.47	-0.041 **	-2.32
化肥施用效率	-0.006 ***	-2.99	-0.006 *	-1.75
常数项	-3.063 ***	-4.98	-6.381 ***	-5.29

注:花生、大豆的样本数分别为 312、288 份; R^2 分别为 0.984、0.961。

根据模型估计结果,花生和大豆的比较效益对生产结构调整的影响显著,且系数为正,验证了假说 H1,由于替代效应的存在,比较效益总体上对生产种植结构调整具有正向作用。兼业程度在花生和大豆模型中都显著为负,且比较效益和兼业程度的交互项都分别显著为负,说明兼业程度越高,比较效益变化对种植面积调整的影响程度越低,假说 H2 得以验证。花生模型中交互项系数为 -0.378 ,说明当兼业程度增加 1 个单位,花生比较效益对种植面积结构调整的影响程度减少 0.378 个单位,同理大豆模型中交互项系数为 -0.296 ,说明当兼业程

度增加 1 个单位,大豆比较效益对种植面积结构调整的影响程度减少 0.296 个单位,此时验证了假说 H3,即劳动密集型作物比非劳动密集型作物的比较效益促进结构调整受兼业程度影响的敏感程度更大。

为比较大豆和花生主要关注变量对被解释变量的敏感性程度,由公式(2)、公式(3)、公式(4)计算得出变量的平均边际效应见表 5,假说 H2、假说 H3 得以验证的同时,花生的比较效益相较于大豆对生产结构调整的影响更大。

表 5 大豆和花生的变量平均边际效应

作物	<i>prof</i>	<i>nona</i>	<i>disa</i>	<i>per</i>	<i>edu</i>	<i>irri</i>	<i>trans</i>	<i>mach</i>	<i>ferr</i>
花生	-0.031 4	-0.272	-0.032	0.135	-1.346	0.684	0.104	0.071	-0.006
大豆	-0.013 8	-0.398	-0.048	0.558	0.465	0.675	-0.005	-0.041	-0.006

4 结论与启示

4.1 研究结论

本研究基于生产替代效应与选择效应视角,通过整合 1993—2017 年省(市、区)的面板数据构建面板模型研究我国主要油料作物大豆、花生比较效益和兼业程度对种植结构调整,生产区域变迁及集聚的影响,引入比较效益与兼业程度的交互项做进一步探讨,并在同一个框架下简单比较。研究发现,比较效益总体上对花生、大豆的生产种植结构调整具有正向作用;这种促进作用会随着兼业程度的提高而减弱;相较于非劳动密集型作物大豆,劳动密集型作物花生的比较效益促进结构调整受兼业程度影响的敏感程度更大。总的来说,比较效益、兼业程度以及它们的交互项在花生和大豆模型均显著,假说 H1、H2、H3 均得以验证。

4.2 政策启示

影响作物生产种植结构调整的综合因素很多,但比较效益对生产结构调整和生产集聚起到的推动作用毋庸置疑,要进一步提高国内油料生产能力,挖掘增产潜力,在关注油料作物花生或者大豆相对于其他替代作物替代效应的同时也应该考虑微观农户的种植调整受兼业程度的约束。从本研究结论可以得出以下政策启示:(1)在考虑种植自然条件、灾害发生频率等其他综合因素的基础上,应政策性提高花生或大豆相对于其他作物的比较收益,充分发挥生产种植的替代效应,提高农民种

植的积极性;(2)重视推广高产、优质、专用品种和配套栽培技术,提高含油量和出油率,鼓励规模化、机械化、集约化生产,进一步降低生产成本,提高生产效率,从而提高花生、大豆相对于其他替代作物的相对净收益;(3)考虑到地区农民非农兼业化程度,加快“小块并大块”土地流转进程,加快种植业大户、农民专业合作社、农业产业化龙头企业等新型经营主体的培育,推进花生、大豆生产的专业化分工,加快产业转移,促进花生、大豆生产地理集聚。

参考文献:

- [1]徐锐钊.比较优势、区位优势与我国油料作物区域专业化研究[D].南京:南京农业大学,2009.
- [2]朱启荣.中国棉花主产区生产布局分析[J].中国农村经济,2009(4):31-38.
- [3]钟甫宁,刘顺飞.中国水稻生产布局变动分析[J].中国农村经济,2007(9):39-44.
- [4]杨春,陆文聪.基于空间计量经济模型的县域粮食生产区域格局研究[J].农业技术经济,2010(5):24-29.
- [5]张怡.中国花生生产布局变化研究[D].北京:中国农业大学,2015.
- [6]周曙东,景令怡,孟恒宽,等.中国花生主产区生产布局演变规律及动因挖掘[J].农业技术经济,2018(3):100-109.
- [7]张哲,张蕾.西北地区种植业结构调整中的背离现象——区域专业化与比较优势协调性实证分析[J].中国农村经济,2003(9):25-31.
- [8]肖卫东.中国种植业地理集聚:时空特征、变化趋势及影响因素[J].中国农村经济,2012(5):19-31.