

谢玲红,夏 英,吕开宇. 基于多项 Logistic 模型的农户耕地流转行为影响因素研究——来自 8 省(区)252 村 4 261 户农户的调查数据[J]. 江苏农业科学,2018,46(21):332-337.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.21.081

# 基于多项 Logistic 模型的农户耕地流转行为影响因素研究

## ——来自 8 省(区)252 村 4 261 户农户的调查数据

谢玲红,夏 英,吕开宇

(中国农业科学院农业经济与发展研究所,北京 100081)

**摘要:**农村土地流转对于发展新型农业经营主体、促进农业规模化经营、实现农业现代化具有重要作用,农户作为农业生产决策的微观主体,其行为目标与行动决策是推进土地流转工作的重要依据。基于河北、山东、福建、河南、吉林、新疆、云南、陕西 8 省(区)252 个行政村 4 261 户农户的抽样调查数据,运用多项 Logistic 模型比较研究不流转、转入、转出、既有转入又有转出这 4 类农户耕地流转行为的影响因素。结果显示,户主特征对耕地流转决策影响较大,户主性别、年龄、兼业程度和农业技术培训情况对转出和转入行为都有显著影响,而且对不同流向耕地流转行为的影响存在明显差异;身体健康的农户和参加了养老保险的农户进行耕地流转的概率更大,同时,农户所在村庄的地形对流转行为也有显著影响,相比高原地区,平原、丘陵和山地村庄的农户转出耕地的概率和同时转入和转出的概率明显降低。

**关键词:**耕地流转行为;影响因素;多项 Logistic 模型;实证研究;农户调查

**中图分类号:** F321.1    **文献标志码:** A    **文章编号:** 1002-1302(2018)21-0332-05

2013 年中央一号文件提出发展新型农业经营主体,实现农业的规模化经营。而规模化首先要解决的问题便是农地的流转问题。农地的使用权流转对于优化土地资源配置、调整农业产业结构、促进农民收入增加、实现农业现代化和农村发展都具有重要的意义<sup>[1-2]</sup>。因此,在加速发展现代农业的宏观战略下,如何加快土地流转,促进土地适度规模经营,提高农作效率,已经成为当前农村发展面临的越来越紧迫的一个问题<sup>[3]</sup>。农户作为农业生产决策的微观主体,其行为目标与行动决策是推进土地流转工作的重要依据<sup>[4]</sup>,从农户视角研究土地流转行为及其影响因素和影响机制,对于适应农户生计规律,有序推进农地流转工作,具有重要的参考价值。

近年来,国内学者关于农户耕地流转行为影响因素的研究都是结合农地调查,采用二分类 Logistic 回归模型分析不同因素对不同流向流转行为的影响。例如,翟研宁等以河南省 N 县作为传统农区的典型代表,研究了家庭劳动力特征、家庭收入水平及结构、社会保障情况及土地情结对传统农区农户转出土地行为的影响<sup>[5]</sup>;何京蓉等基于三峡库区 427 户农户的调查数据,考察了农户自身特征、农户家庭特征以及所在社区外部环境特征 3 个方面共 12 个不同维度的变量对农户土地转入行为的影响<sup>[6]</sup>;陈美球等的研究尽管选取的样本不

同,考虑的影响因素有别,但都分别分析了农户转出和转入耕地的主要影响因素及影响程度,并都得出了不同影响因素对农户耕地转入和转出有明显差异的结论<sup>[7-10]</sup>。也有少数学者,运用不同于二分类 Logistic 的模型对此问题进行分析,如杜培华等利用江苏省典型地区 126 户农户的调查数据,用 probit 模型分析了社会经济因素、市场与产权状况、参与主体状况等因素对农户是否流转土地决策的影响<sup>[11]</sup>;翟辉等以重庆市为例,应用主成分分析法,对农户土地流转行为的影响因素进行检验,确定家庭收支、农村社会保障等是影响农户是否流转土地的重要因素<sup>[12]</sup>;詹和平等运用江苏省 2 个县 142 个农户的实地调查数据,将农户流转行为分为转入土地、不流转土地和转出土地 3 类,采用 oprobit 回归模型检验了农户土地流转行为的影响因素<sup>[13]</sup>;张忠明等将农户土地流转意愿分为农户希望流入土地、流出土地或保持当前土地规模,运用有序多分类 Logistic 回归分析法对不同兼业程度农户的土地流转意愿及其影响因素进行了实证分析<sup>[14]</sup>。

以上研究为理解农户土地流转行为提供了重要参考,但在样本选取、研究方法、模型选取等方面仍有进一步完善的空间。一方面,已有研究大多以某个区域、某个省份甚至某个县(市)作为研究对象,面向全国、考虑我国区域差异的大样本调查研究尚显欠缺,一定程度上导致了当前土地流转不一致的研究结论;另一方面,已有研究大多采用二分类 Logistic 模型关注农户的农地流出或流入行为,仅有小部分研究同时关注了两种方向的土地流转,鲜见同时关注不流转、转入、转出、既有转入又有转出这 4 个类别的研究。鉴于此,本研究利用 2015 年河北、山东、福建、河南、吉林、新疆、云南、陕西 8 省(区)4 261 户农户的大样本抽样调查数据,采用多项 Logistic

收稿日期:2018-04-19

基金项目:中国农业科学院科技创新工程项目(编号:ASTIP-IAED-2018-03);北京市自然科学基金面上项目(编号:9162019)。

作者简介:谢玲红(1983—),女,湖南娄底人,博士,助理研究员,研究方向为农村土地制度、农业科技创新。E-mail:xielinghong@caas.cn。

回归方法,比较研究不流转、转入、转出、既有转入又有转出 4 类农户耕地流转行为的影响因素,以加深对当前土地流转行为的认识,为当前土地流转工作提供参考。

1 研究设计

1.1 数据来源与样本情况

1.1.1 数据来源 本研究数据来源于中国农业科学院农业经济与发展研究所的中国农村微观经济调查数据库。调查涉及 8 个省 28 个县 84 个乡镇 252 个行政村。考虑到社会经济条件和资源禀赋差异对土地流转具有非常重要的影响,采用分段抽样调查方法。首先,确定样本省,调查省份的选择充分考虑我国东、中、西的区域差异特征,选取东部地区的河北、山东、福建,中部地区的河南、吉林,西部地区的新疆、云南、陕西等 8 个省(区)。其次,确定样本县和样本乡(镇),将每个省的所有县按照人均收入水平分成 3 组,从每组中随机抽取 1 个样本县,确定县后,再按照选取样本县的原则,从每个县抽取 3 个乡镇(镇)。最后,确定样本村,确定乡(镇)后,按照同样的原则在每个乡(镇)选取 3 个行政村,并在每个行政村随机抽取 20 户农户作为调查对象。由于新疆地域广阔、少数民族比例较高等原因,适当调整了新疆样本县与样本户数量,先选取 7 个县,每个县选 3 个乡镇(镇),每个乡(镇)选 3 个行政村,每个行政村选 15 户。

1.1.2 样本情况 本研究选取东、中、西部不同省份不同经济发展水平的行政村为样本进行对比分析,可以较好地反映不同地区农户土地流转行为的差异。同时,较大的样本量也有助于提高本研究结论的科学性和代表性。数据调查时点为 2015 年。共发出问卷 4 727 份,实际收回问卷 4 490 份,回收率为 95%。将回收的 4 490 个样本作为初始样本,按照需要进行如下处理:(1)删除空白问卷,得到 4 473 个样本。(2)删除没有对耕地流转情况相关问题进行回答的样本,得到 4 442 个样本。(3)删除重复的样本。在调研的过程中,存在 1 户填写 2 份及以上相同问卷的情况,则只保留 1 份,得到

4 374 个样本。(4)删除变量值缺失严重的样本,最终得到 4 261 个样本。

各省份发出样本数、回收样本数及有效样本数如表 1 所示。

表 1 调查样本情况				份
省份	发出样本数	回收样本数	有效样本数	
河北	540	540	538	
吉林	540	530	507	
福建	540	539	535	
山东	542	542	525	
河南	540	527	509	
云南	540	532	511	
陕西	540	474	441	
新疆	945	806	695	
合计	4 727	4 490	4 261	

1.2 变量选取及描述性统计

1.2.1 变量选取 因变量:多分变量的耕地流转行为用 circulation 表示。与以往研究文献只是将农户流转行为粗略地分为流转和没有流转这两大类别不同,本研究更进一步将农户的耕地流转行为细化为 1 个 4 分变量,取值为 1、2、3、4。取值为 1 时,表示该农户没有流转耕地;取值为 2 时表示该农户转出耕地;取值为 3 表示该农户转入耕地;取值为 4 时表示该农户既有耕地转入又有耕地转出。自变量:自变量为一组可以反映农户耕地流转行为发生概率大小的变量值,包括户主特征、家庭特征、村庄特征、社会保障等 4 组变量。其中,户主特征主要包括性别、年龄、健康状况、婚姻状况、受教育程度、兼业程度以及是否受过农业技术培训;家庭特征包括总人口数、农业劳动力数、家庭成员中干部情况、人均耕地面积;村庄特征包括本村地形、本村委会距县政府距离;社会保障包括是否参加农村合作医疗、是否参加社会养老保险。变量具体说明见表 2。

表 2 解释变量说明

变量类别	变量名称	变量表示	变量度量及说明、单位
户主特征	性别	gender	1 = 男,0 = 女
	年龄	age	周岁
	健康状况	health	1 = 健康,0 = 非健康(包括体弱多病、长期慢性病、患有大病以及残疾)
	婚姻状况	marriage	1 = 已婚,0 = 单身(包括离婚、丧偶和未婚)
	受教育程度	education	受教育年限
	兼业程度	occupation	1 = 只务农,2 = 一兼(以农业为主兼业),3 = 二兼(以非农业为主兼业),4 = 非农业,5 = 其他(包括在校学生和无劳动能力者)
	农业技术培训情况	train	1 = 参加过,0 = 没有参加过
家庭特征	家庭总人口	members	人
	家庭成员中是否有干部	cadre	1 = 有,0 = 无
	家庭中农业劳动力数	agri_labor	人
	人均耕地面积	area	hm <sup>2</sup> /人
村庄特征	村地形	topography	1 = 高原,2 = 盆地,3 = 平原,4 = 丘陵,5 = 山地
	村委会距县政府距离	distance	km
社会保障	是否参加农村合作医疗	cms	1 = 是,0 = 否
	是否参加养老保险	pension	1 = 是,0 = 否

1.2.2 变量的描述性统计特征

1.2.2.1 连续变量的统计特征 从表 3 中可以看出,所调查

家庭的户主的平均年龄为 50.95 岁,户主的平均受教育年限是 7.76 年,家庭平均人口数为 3.69 人,家庭平均农业劳动力

表 3 连续变量的描述性统计特征

变量名	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
年龄(岁)	4 261	50.946	10.390	24	90
教育(年)	4 261	7.755	2.534	0	19
家庭总人口(人)	4 261	3.693	1.603	1	14
农业劳动力数(人)	4 261	2.042	1.240	0	12
人均耕地面积(hm <sup>2</sup> /人)	4 261	0.379	122.865	0	533
村委会距县政府距离(km)	4 261	23.273	17.814	0	82

数为 2.04 人,人均耕地面积为 0.379 hm<sup>2</sup>,村委会距县政府距离平均为 23.27 km。

1.2.2.2 分类变量和虚拟变量的统计特征 从表 4 中可以看出,在 4 261 份有效样本中,发生了流转行为的有 1 278 户,占 29.99%,包括单纯转出的 658 户和单纯转入的 545 户,以及既有转入又有转出的 75 户。没有发生流转行为的有 2 983 户,占总样本的 70.01%;户主特征变量上,95.45%的家庭户主为男性,8.05%的户主处于非健康状态,5.91%的户主的婚姻状况为离婚、丧偶或未婚,户主职业上,绝大部分户主只务农,为 63.72%,一兼、二兼、非农业的户主比例分别为 17.18%、10.09%、5.21%,参加农业技术培训的户主的比例为 25.67%;家庭中有乡及乡以上干部或村干部的比例为 19.01%;调研村庄的地形以平原为主,占 44.40%,其次是山地和丘陵,分别为 21.12%、20.93%。

1.2.3 模型选择 因变量农户流转行为 circulation 有 4 个取值而且无大小顺序,一般的线性回归分析无法准确地刻画变量之间的因果关系,须要用其他的回归分析方法来进行拟合模拟,而多项 Logistic 回归模型便是一种简便处理该类因变量问题的分析方法。构造的模型形式为

$$\text{Logit}[p(y=j)] = \ln \left[ \frac{p(y=j)}{p(y=i)} \right] = \beta_0 + \beta_{1j}X_j + \cdots + \beta_{nj}X_n + \varepsilon_j, j \neq i。$$

(1)

式中:Logit[ $p(y=j)$ ]表示 $y=j$ 的概率; $X$ 是自变量,为土地流转行为的影响因素; $\beta_0$ 为常数项; $\beta_{ij}$ 为待估系数( $i=1,2,\cdots,n$ ); $\varepsilon_j$ 为随机误差项。

在多项 Logistic 回归模型中,某一种情况发生的概率与另外一种情况发生的概率之比称为相对风险比( $rrr$ )。在其他条件相同时, $y$ 的第 $j$ 个类别在 $x_k$ 条件下的相对风险比等于一个特定倍数,使 $y=j$ (相当于 $y=\text{base}$ )的预测发生比乘以这个特定倍数后,得到相应 $x_k+1$ 条件下的发生比。换句话说,相对风险比 $rrr_{jk}$ 就是当只有 $x_k$ 变化而其他所有 $x$ 不变时发生比变化的倍数。

$$rrr_{jk} = \frac{p(y=j|x_k+1)/p(y=\text{base}|x_k+1)}{p(y=j|x_k)/p(y=\text{base}|x_k)}。$$

(2)

在本研究的回归模型中,以 $\text{circulation}=1$ ,也即农户没有进行耕地流转作为比较的基准类别,则转出耕地对比不流转耕地的 Logistic 回归模型可表示为

$$\text{logit}_{\text{转出/不流转}} = \alpha_0 + \alpha_1\text{gender} + \alpha_2\text{age} + \alpha_3\text{health} + \alpha_4\text{marriage} + \alpha_5\text{education} + \alpha_6\text{occupation} + \alpha_7\text{train} + \alpha_8\text{member} + \alpha_9\text{cadre} + \alpha_{10}\text{agri\_labor} + \alpha_{11}\text{area} + \alpha_{12}\text{topography} + \alpha_{13}\text{distance} + \alpha_{14}\text{cms} + \alpha_{15}\text{pension} + \varepsilon_i。$$

(3)

式中: $\text{logit}_{\text{转出/不流转}}$ 是指转出耕地的概率; $\alpha_0$ 为常数项; $\alpha_i$ 为待估系数( $i=1,2,\cdots,15$ )。

表 4 分类变量和虚拟变量的统计特征

变量名称	类型	数量 (户数)	百分比 (%)
多分变量	1 = 无流转	2 983	70.01
	2 = 转出	658	15.44
	3 = 转入	545	12.79
	4 = 既转入又转出	75	1.76
二分变量	1 = 有流转	1 278	29.99
	0 = 无流转	2 983	70.01
性别	1 = 男	4 067	95.45
	0 = 女	194	4.55
健康状况	1 = 健康	3 918	91.95
	0 = 非健康状态	343	8.05
婚姻状况	1 = 已婚	4 009	94.09
	0 = 离婚、丧偶或未婚	252	5.91
从事职业	1 = 只务农	2 715	63.72
	2 = 一兼	732	17.18
	3 = 二兼	430	10.09
	4 = 非农业	222	5.21
	5 = 其他	162	3.81
是否参加农业技术培训	1 = 是	1 094	25.67
	0 = 否	3 167	74.33
家庭中是否有干部	1 = 有	810	19.01
	0 = 无	3 451	80.99
村地形	1 = 高原	267	6.27
	2 = 盆地	310	7.28
	3 = 平原	1 892	44.40
	4 = 丘陵	892	20.93
	5 = 山地	900	21.12
是否参加合作医疗	1 = 是	4 210	98.80
	0 = 否	51	1.20
是否参加养老保险	1 = 是	3 891	91.32
	0 = 否	370	8.68

2 结果及分析

2.1 模型检验及计量结果分析

对模型进行似然比检验。多项 logistic 回归模型的整体卡方为 705.42,自由度为 72, $P<0.001$ ,模型整体显著,表明模型拟合结果较好。二分 Logistic 回归模型的整体卡方为 230.96,自由度为 24, $P<0.001$ ,模型整体也显著。最终模型的估计结果如表 5 所示。

2.2 回归结果分析

2.2.1 户主特征对流转行为的影响 户主性别、年龄、兼业程度和是否受过农业技术培训对农户耕地转入转出行为具有显著影响,并且对转出行为与转入行为的影响具有差异性;健康状况、婚姻状况与转入转出行为正相关,但影响基本不显

表 5 多项 Logistic 回归结果

解释变量	circulation = 2 转出耕地		circulation = 3 转入耕地		circulation = 4 既转入又转出耕地	
	系数(标准差)	相对风险比	系数(标准差)	相对风险比	系数(标准差)	相对风险比
gender	-0.370 * (0.205)	0.689	0.488 ** (0.308)	1.630	0.640 (0.760)	1.897
age	0.010 * (0.005)	1.010	-0.024 *** (0.005)	0.976	0.010 (0.013)	1.010
health	0.301 * (0.180)	1.351	0.645 (0.248)	1.906	0.661 (0.505)	1.934
marriage	0.017 (0.189)	1.017	0.636 (0.283)	1.889	0.568 (0.623)	1.764
education	0.022 (0.019)	1.022	-0.015 (0.021)	0.985	-0.062 (0.049)	0.940
occupation( =1 为参照组)						
2	0.630 *** (0.131)	1.877	-0.019 (0.124)	0.981	0.860 *** (0.278)	2.364
3	1.462 *** (0.134)	4.315	-1.035 *** (0.237)	0.355	-0.109 (0.540)	0.897
4	2.744 *** (0.166)	15.550	-1.059 ** (0.468)	0.347	1.486 *** (0.504)	4.419
5	1.739 *** (0.217)	5.691	0.287 (0.365)	1.332	1.421 ** (0.571)	4.140
train	-0.364 *** (0.125)	0.695	0.412 *** (0.102)	1.510	0.175 (0.268)	1.191
members	-0.009 (0.030)	0.991	-0.001 (0.032)	0.999	-0.017 (0.073)	0.983
cadre	0.031 (0.123)	0.985	0.027 (0.122)	1.027	0.595 ** (0.269)	1.814
agri_labor	0.038 (0.038)	1.039	-0.048 (0.040)	0.953	0.136 (0.093)	1.146
area	-0.015 ** (0.007)	0.985	0.000 (0.000)	1.000	-0.014 (0.017)	0.986
Topography( =1 为参照组)						
2	0.266 (0.228)	1.305	-0.047 (0.270)	0.954	-0.247 (0.504)	0.781
3	-0.665 *** (0.188)	0.514	-0.095 (0.201)	0.909	-0.793 ** (0.377)	0.452
4	-0.502 ** (0.202)	0.605	0.078 (0.212)	1.081	-1.474 *** (0.490)	0.229
5	-0.583 *** (0.204)	0.558	0.179 (0.216)	1.196	-1.186 *** (0.457)	0.305
distance	0.000 (0.003)	1.000	-0.003 (0.003)	0.997	0.016 ** (0.007)	1.016
cms	-0.318 (0.362)	0.728	-0.487 (0.469)	0.615	13.907 (1 272.01)	1 096 030
pension	0.234 (0.169)	1.264	0.387 ** (0.198)	1.472	0.588 (0.528)	1.801
_cons	-2.192 *** (0.619)	0.112	-1.884 ** (0.759)	0.152	-20.138 (1272.1)	0.000

注:在多项 Logistic 回归中,将 circulation = 1 没有流转耕地作为比较的基准类别;\_cons 为截距项;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示参数在 0.1、0.05、0.01 水平上显著。

著;受教育程度与转出行为正相关,与转入行为负相关,在统计上也不显著。除了兼职程度变量外,其他户主特征变量对同时转入和转出的决策影响不显著。具体来说:(1)性别的影响。相比不流转耕地,女性户主更倾向于转出耕地,而不是转入耕地,而男性户主更倾向于转入土地,而不是转出土地。男性户主转出耕地的概率与不流转耕地的概率之比是女性户主的 0.689 倍,并且在 0.1 水平上显著;男性户主转入耕地的概率与不流转耕地的概率之比是女性户主的 1.630 倍,并在 0.05 水平上显著。这是因为女性相比男性,劳动能力方面更弱一些,较难从事除自己耕地以外的农业劳作,所以他们更愿意转出土地而不是转入土地。(2)年龄的影响。年龄越大的户主转出耕地的概率越大,转入耕地的概率越小。年龄每大 1 岁,转出耕地的概率与不流转耕地的概率之比是 1.010,转入耕地的概率与不流转耕地的概率之比是 0.976,并且分别在 0.1 和 0.01 水平上显著。因为随着年轻一代外出务工增加,年龄较大的户主在劳动能力方面受到限制,从而会倾向于少经营土地。(3)兼业程度的影响。相比纯农户,户主从事非农业的程度越高,转出耕地的可能性越大,转入耕地的可能性越小。一兼、二兼、非农业和其他职业的户主转出耕地的概率与不流转耕地的概率之比分别是纯农户的 1.877 倍、4.315 倍、15.550 倍、5.691 倍,并都在 0.01 水平上显著;二兼和非农业农户转入耕地的概率与不流转耕地的概率之比分别是纯农户户主的 0.355 倍、0.347 倍。这是因为纯农户的家庭收入绝大多数来自于务农,土地是其收入的重要载体,而不同兼业程度农户的收入来源更加多元化,务农收入在其家庭收入所占的地位正在逐渐弱化,因此他们流出土地意愿更加强烈,

转入耕地的概率更小。(4)农业技术培训的影响。相比没有参加农业技术培训的农户,参加了农业技能培训的农户,更倾向于转入土地而不是转出土地。参加了农业技能培训农户转出耕地的概率与不流转耕地的概率之比是没有参加技能培训农户的 0.695 倍,而参加了农业技能培训的农户转入耕地的概率与不流转耕地的概率之比是没有参加技能培训的农户的 1.510 倍。这是因为参加了农业技术培训的农户,掌握了很好的农业技巧,其经营管理能力显著提高,可以在同样的土地上创造出更多的价值,增加他们的农业产出和农业收入,因而他们更倾向于转入土地而不是转出土地。(5)健康和婚姻状况的影响。户主健康状况越好,越倾向于转出土地。身体健康的户主转出耕地的概率与不流转耕地的概率之比是非健康户主的 1.351 倍,并在 0.1 水平上显著。这是因为身体好的农户可以选择从事非农业工作,获得土地产出之外经济收入的可能性较大,从而他们更愿意转出土地去从事别的职业。身体健康的户主转入耕地的概率与不流转耕地的概率之比是非健康户主的 1.906 倍,但统计上不显著。户主婚姻状况与流转行为正相关,这与大部分的研究结论一致,但在统计上不显著。这可能是因为笔者所在课题组的样本当中,户主婚姻状况和受教育年限的差异性不是很大,有 94.09% 的户主是已婚状况。

2.2.2 家庭特征、村庄特征等因素对流转行为的影响 总体来说,家庭特征变量对农户流转行为的影响不是很大。家庭成员数量与流转行为负相关,但在统计上不显著;家庭中是否有干部与流转行为正相关,但对转入和转出决策的影响不显著;人均耕地面积与转出行为显著负相关;相比高原地区,平

原、丘陵和山地村庄的农户转出耕地的概率和同时转入和转出的概率明显降低;农村养老保险与农户耕地流转行为正相关,但只对转入行为有显著正向影响。具体如下:(1)家庭特征的影响。家庭总人口对农户耕地流转行为具有负向影响,因为人口较多的农户家庭通常拥有较多的劳动力资源,有充足的劳动力经营农地,因此农户通常选择自己种植农地,而不进行耕地流转。但其影响在统计上不显著,这可能是因为家庭成员数量小于等于 5 人的样本量高达 88.50%,样本差异性不大的原因。同时,家庭中农业劳动力数量对农户的耕地流转行为没有显著影响。相比没有干部的家庭,有干部的家庭更倾向于流转土地,这是因为干部往往见识更广,因而更有可能参与农地流转,但它对转出行为和转入行为的影响在统计上不显著,家庭中有干部的农户既转入土地又转出耕地的概率与不流转耕地的概率之比是家庭中没有干部农户的 1.814 倍,而且在 0.05 统计水平上显著。人均耕地面积对农户转出决策有显著的负向影响,但对转入行为没有影响。人均耕地每增加 1 个单位,转出概率与不流转的概率之比是 0.985 倍,并在 0.01 水平上显著。(2)村庄特征及社会保障因素的影响。相比高原地区,平原、丘陵和山地村庄的农户更不愿意转出耕地,平原、丘陵、山地的农户转出耕地的概率与不流转耕地的概率之比分别是高原地区农户的 0.514 倍、0.605 倍、0.558 倍,分别在 0.01、0.05、0.01 水平上显著,但农户的转入决策不受地形的影响。这可能是因为相比高原地区,其他地形的地区更适合于大规模的机械化作业,土地规模化生产的客观要求比较强烈,故平原、丘陵和山地地区的农民希望自己能支配更多的土地资源,而不转出土地。村委会到县政府的距离每增加 1 个单位,既转入又转出耕地的概率与不流转的概率之比是 1.016,并在 0.05 水平上显著,农户是否参加农村医疗保险和农户流转行为没有显著的影响。参加了社会养老保险的农户更倾向于流转土地。农村土地对农民来说依旧承担着生活保障的功能,而社会保障对土地的保障功能具有替代作用,在社会保障水平低下的情况下,土地的保障功能凸显。参加了社会养老保险的农户转入耕地的概率与不流转耕地的概率之比是没有参加社会养老保险农户的 1.472 倍,并在 0.01 水平上显著。

### 3 结论及政策启示

#### 3.1 研究结论

通过回归模型的实证分析,本研究得出以下重要结论:(1)户主性别、年龄、兼业程度和参加技术培训情况是影响农户耕地流转行为的重要因素,并且对转入和转出耕地的影响存在明显差异。由于劳动能力受限的原因,女性户主和年龄较大的户主更倾向于少经营土地,转出耕地的概率更大,转入耕地的概率较小;相比纯农户,一兼、二兼和非农业农户,随着从事职业的收入来源的多元化,非农收入的增加,他们转出土地的可能性越大,而转入土地的可能性越小;参加了农业技能培训的农户,由于掌握了更好的农业技巧,经营管理能力提高,会增加他们的农业产出和农业收入,他们更倾向于转入土地而不是转出土地。(2)身体健康的农户和参加了养老保险的农户进行耕地流转行为的概率更大,农户所在村庄的地形对流转行为也有显著影响。户主健康状况与转出行为正相

关,身体好的农户可以选择从事非农业工作,获得土地产出之外经济收入的可能性较大,从而更愿意转出土地;参加社会养老保险的农户相比没有参加的农户,土地的社会保障功能对他们来说更为弱化,因而进行耕地流转的概率更大。相比高原地区,平原、丘陵和山地村庄的农户更不愿意转出耕地,可能是因为这些地区更适合于大规模的机械化作业,因而可以支配更多的土地资源。人均耕地面积与转出行为负相关,家庭人均耕地面积越小,越倾向于转出耕地,家庭人均耕地面积越大的农户,可能是因为现行国家鼓励家庭农场发展的背景下,使得土地越向土地资源丰富的农户集中,以便发展规模经营。

#### 3.2 政策建议

(1)加快推进农村劳动力向非农产业转移。加快推进农村劳动力转移,将农民从土地上解放出来,从事非农业劳动,是推动农村耕地转出重要的手段。这就须要调整农村产业结构,大力发展区域性第二、第三产业及推进第一、第二、第三产业融合发展,为农户提供更多的非农就业机会,增加他们的非农收入,增强耕地转出的源动力。(2)加强对农户的农业技术培训。政府部门应该加大对农民的农业技术培训投入,通过对进行培训的相关企业和参与培训的农民以物质奖励来积极推进培训。同时,以市场为导向,根据农民对培训的需求,对不同类型的农民采取不同的技术培训,提高农民的相关技术水平和农业管理能力,提高农户农业收入,增加耕地转入。(3)尽快完善农村的社会养老保险。这使外出务工人员城镇中能够得到城市居民相同的待遇,实现农民的老有所养,找到归属感,使得转移出来的农户愿意主动流转土地。当前还有一小部分农户没有参加养老保险,政府应该加大对此的宣传,做到养老保险的全覆盖,并进一步加强制度的相关立法工作,加大政府财政补贴力度,完善政府补贴机制,妥善解决与其他社保政策的转移接续问题。改进和完善家庭承包地的分配方式,尽量减少耕地面积的人为破碎化,使之便于机械化规模经营,从而推动耕地的流转。

#### 参考文献:

- [1] 王晓兵,侯麟科,张砚杰,等. 中国农村土地流转市场发育及其对农业生产的影响[J]. 农业技术经济,2011(10):40-45.
- [2] 马晓河,崔红志. 建立土地流转制度,促进区域农业生产规模化经营[J]. 管理世界,2002(11):63-77.
- [3] 黄季焜,邵亮亮,冀县卿,等. 中国的农地制度、农地流转和农地投资[M]. 上海:格致出版社,上海三联书店,上海人民出版社,2012.
- [4] 陈秧分,孙炜琳,薛桂霞. 粮食适度经营规模的文献评述与理论思考[J]. 中国土地科学,2015(5):8-15.
- [5] 翟研宁,梁丹辉. 传统农区农户土地转出行为影响因素分析[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2013,13(3):78-83.
- [6] 何京蓉,李炯光,李庆. 农户转入土地行为及其影响因素分析——基于三峡库区 427 户农户的调查数据[J]. 经济问题,2011(8):77-81.
- [7] 陈美球,肖鹤亮,何维佳,等. 耕地流转农户行为影响因素的实证分析——基于江西省 1 396 户农户耕地流转行为现状的调研[J]. 自然资源学报,2008,23(3):369-374.
- [8] 黎霆,赵阳,辛贤. 当前农地流转的基本特征及影响因素分析[J]. 中国农村经济,2009(10):4-11.

沈鸿猷,梁新建. 平面设计在农产品品牌建设中的应用分析[J]. 江苏农业科学,2018,46(21):337-340.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2018.21.082

# 平面设计在农产品品牌建设中的应用分析

沈鸿猷,梁新建

(广西艺术学院,广西南宁 530022)

**摘要:**随着我国经济的快速发展以及农业供给侧结构的调整,在实施国家乡村振兴的战略进程中,农产品的品牌建设已经是一个重要内容。而在农产品品牌建设过程中,平面设计的作用显得越来越重要。通过对当今农产品品牌建设的实践,尤其是对农产品品牌建设中平面设计应用的现状进行分析,找出其中存在的一些基本问题,提出相应的对策和建议,以期促进平面设计同农产品品牌建设,尤其是品牌设计的结合,充分发挥平面设计的应用对于我国农产品品牌建设的作用。

**关键词:**农产品;品牌建设;平面设计;农业供给侧

**中图分类号:** F304.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2018)21-0337-04

我国是农业大国,农业在国民经济中占有重要的地位。在很长的历史时期,温饱问题曾一直困扰着我们。自 1949 年新中国成立以来,尤其是 20 世纪 80 年代改革开放以来,中国农业快速发展。2017 年粮食总产量达 61 791 万 t,居世界第一,我国成为世界上最大的产粮国,也是世界上第一养猪大国,生猪存栏总量和猪肉产量也占世界产量的 50% 左右,以占世界仅 7% 的耕地养活了几近占世界 20% 的人口,解决了温饱问题。人们由原来的吃不饱,到吃得饱,再到现在要求的吃得好。对于农产品已从对数量的追求转向对高质量的要求。大众对农产品的选择性消费已是常态,农产品个性化、多元化的消费趋势越来越明显。特别是随着国家乡村振兴战略的实施和农业供给侧改革,国家大力推进农产品品牌建设,农产品品牌的作用人民生活中显得非常重要。因此,探讨平面设计在农产品品牌建设的作用显得特别有意义。

## 1 发展现状和存在的问题

### 1.1 国内外平面设计的发展进程

现代设计起始于 18 世纪初,时至今日,欧美各国的设计领域已经形成了各自的体系,比如法国从 18 世纪开始,就以波旁王室的需求为服务对象,在设计上的思路讲究大气磅礴、

庄严而又华丽。英国则是以城市资产阶级为服务对象,流派五花八门。德国因为民族统一时间较晚,因此在设计领域突出的是民族性,为德意志民族而设计。美国则是因为一战后欧洲人口迁移,因此人口激增,消费主义是其设计的理念,客户至上是其价值观。北欧的设计虽然起步较晚,但是北欧四国致力于设计的发展,在冷战时期推出了风靡全球的极简主义,以致于在二战后近 50 年以来完全引领了世界潮流。

我国的现代平面设计和现代家居设计起步仅仅有 30 多年,国内的平面设计领域是新兴领域,是改革开放后的产物,相比于欧洲要晚 200 多年,比美国要晚 100 多年。起步晚、机遇广、挑战多是其特点。当下,国内的设计五花八门,尚没有一个完善的体系和思路,这意味着目前的设计并不能为其他学科提供一个完善而又强有力的帮助,需要我国设计专业人员的努力探索和完善。

平面设计即视觉传达设计,作为设计领域一个重要的分支,平面设计对于提升企业品牌形象、提升产品附加值、促进产品销售等而言是一种重要的策略和手段,在当前经济社会中,其作用和价值越来越突出,已经成为人们的共识。从某种意义上说,当今企业之间的竞争,就是设计的竞争,更是平面设计的竞争。

平面设计的功能与作用,就是将企业的品牌信息、自身形象和资源进行高度的提炼与浓缩,然后转化为图像符号与标志作为媒介传播。这样的图像符号和标志能够提升企业的定位与知名度。一方面,平面设计可以帮助企业推广自己;另一方面,平面设计可以帮助大众认识与了解企业。总体来说,平面设计就是对于审美、社会、经济、政治和技术力量强大而又

收稿日期:2018-09-23

作者简介:沈鸿猷(1994—),男,江苏南京人,硕士研究生,主要从事平面设计和摄影研究。E-mail:592351935@qq.com。

通信作者:梁新建,副教授,硕士生导师,主要从事平面设计、摄像、摄影、无人机摄影和摄像研究。E-mail:lxjlmk@qq.com。

[9]韩晓宇,王芳. 西部地区农户农地流转行为影响因素分析——基于新疆三地的调查[J]. 兰州大学学报(社会科学版),2013,41(3):116-124.

[10]江淑斌,苏群. 经济发达地区农户土地流转影响因素分析——基于江苏 684 个农户调查样本的实证[J]. 生态经济,2014,30(5):18-21.

[11]杜培华,欧名豪. 农户土地流转行为影响因素的实证研究——以江苏省为例[J]. 国土资源科技管理,2008,25(1):53-56.

[12]翟辉,杨庆媛,焦庆东,等. 农户土地流转行为影响因素分析——以重庆市为例[J]. 西南师范大学学报(自然科学版),2011,36(2):175-181.

[13]詹和平,张林秀. 农户土地流转行为的影响因素——有序 probit 模型的实证研究[J]. 重庆建筑大学学报,2008,30(4):10-14.

[14]张忠明,钱文荣. 不同兼业程度下的农户土地流转意愿研究——基于浙江的调查与实证[J]. 农业经济问题,2014(3):19-24.