

# 农民土地意识代际差异对征地意愿的影响

魏佳兴<sup>1</sup>, 王志彬<sup>1</sup>, 高雷<sup>2</sup>, 段约红<sup>1</sup>

(1. 西北农林科技大学 经济管理学院, 陕西 杨凌 712100; 2. 中国农业科学院, 北京 100081)

**摘要:**农民征地意愿对土地征收工作能否顺利开展影响显著,而农民土地意识对其征地意愿具有重要作用。为使征地工作合法、有序推进,文章以陕西省长武县26个近郊行政村的412份有效问卷为样本数据,在开发农民土地意识量表的基础上,全面剖析了不同年代农民的土地意识存在的差异及特征,运用结构方程模型探究了农民土地意识对其征地意愿的影响。结果表明:土地依赖意识、土地致富意识、土地产权意识和土地包袱意识对征地意愿的路径系数分别为-0.238, -0.253, -0.141, 0.606,说明持不同土地意识的农民征地意愿不同。从代际差异分析发现,40~60后农民的土地依赖意识和致富意识更强烈,对征地意愿的负向影响更显著;70~90后农民的土地产权意识和包袱意识更突出,分别对征地意愿的负向和正向作用更明显,表明农民土地意识存在代际差异且对征地意愿具有显著影响。

**关键词:**农民土地意识;代际差异;征地意愿;结构方程模型;长武县

中图分类号:F301.2

文献标识码:A

文章编号:1005-3409(2019)01-0344-08

## Effect of Intergenerational Differences of Farmers' Land Consciousness on the Land Expropriation Willingness

WEI Jiaying<sup>1</sup>, WANG Zhibin<sup>1</sup>, GAO Lei<sup>2</sup>, DUAN Yuehong<sup>1</sup>

(1. College of Economics and Management, Northwest A&F University,

Yangling, Shaanxi 712100, China; 2. Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China)

**Abstract:** Farmers' land expropriation willingness has a significant impact on the progress of land acquisition, and farmers' land consciousness plays an important role in their land expropriation willingness. In order to promote the legal and orderly conduct of land acquisition, we took 412 valid questionnaires from 26 suburban administrative villages in Changwu County, Shaanxi Province as samples. On the basis of compiling the farmers' land consciousness scale, the differences and characteristics of farmers' land consciousness in different ages were analyzed, and the effect of farmers' land consciousness on their land expropriation willingness was explored by using structural equation model. The results showed that the standardized path coefficients of land dependent consciousness, land wealth consciousness, land property consciousness and land burden consciousness were -0.238, -0.253, -0.141 and 0.606, proving that farmers with different land consciousness have different willingness on land expropriation; secondly, farmers were born in the 1940s—1960s had the stronger land dependent consciousness and land wealth consciousness, which both had a more significant negative effect on land expropriation willingness; what's more, farmers were born in the 1970s—1990s had the stronger land property consciousness and land burden consciousness, the former had a more significant negative effect on land expropriation willingness and the latter had a more significant positive effect, which proves that there are intergenerational differences in farmers' land consciousness and has a significant effect on the land expropriation willingness.

**Keywords:** farmers' land consciousness; intergenerational differences; land expropriation willingness; structural equation model; Changwu County

土地征收是一种国家行政行为,农民始终处于弱势地位<sup>[1]</sup>,只能被动接受。近年来,农民对征地的满

意度普遍偏低<sup>[2-3]</sup>,社会矛盾逐渐加剧<sup>[4]</sup>,维权上访时有发生<sup>[5]</sup>。意识决定意愿,因此,探讨农民土地意识

对其征地意愿的影响,以使政府在征地过程中更加尊重农民意愿并充分考虑其土地意识,确保征地工作有序进行具有重要意义。

通过梳理相关文献发现,学界对土地征收过程中农民意愿影响因素的研究主要是从客观因素方面加以分析的,如地区发展水平、家庭生计资本、征地安置补偿等<sup>[6-9]</sup>,从主观因素方面的研究少之又少,研究结论和建议值得商榷。本文在实地调查基础上,通过开发农民土地意识测度量表划分农民土地意识类型,分析农民土地意识代际差异特征,探究土地意识代际差异对农民征地意愿的影响,为农民土地征收意愿研究提供更全面的理论依据。

1 研究方法 with 数据来源

1.1 研究方法

一是因子分析法(Factor Analysis,FA)。该方法适用于从众多具有相关性的变量中提取少数几个潜在共性因子,能够在最大程度上概括和解释原有变量信息以实现变量的降维与分类,包括探索性因子分析和验证性因子分析两类<sup>[10]</sup>。本文分别用于探索农民土地意识量表的基本结构和验证量表结构的合理性;二是独立样本 T 检验(Independent Samples T test)。此方法适用于利用来自两个总体的独立样本推断两总体均值是否存在显著差异<sup>[11]</sup>。本文借助该方法判定两个年代农民土地意识的差异性是否达到统计学意义上的显著性水平;三是结构方程模型(Structural Equation Model,SEM)。该方法主要用于探讨观测变量与潜在变量之间的因果关系<sup>[12-13]</sup>,可以同时处理一系列变量的相关关系,实质上是因子分析与路径分析的组合。本文运用该方法探究农民土地意识对征地意愿的影响。

1.2 数据来源

1.2.1 问卷设计 本研究采用李克特五级量表设计调查问卷,经过头脑风暴法、归纳推理法、专家打分法确定问卷主体部分的 32 个初步指标。为使问卷具有高鉴别性和强代表性,于 2017 年 6 月中旬在陕西省长武县进行预调查,根据回收问卷的整体分析结果以及实地走访调查情况,删除问卷中鉴别能力较差、代表程度较弱的 5 个题项,修改农民难以理解的题目的表述,对问卷进行重新编制,形成正式调查问卷。

1.2.2 抽样调查 考虑样本区域平均分布与典型代表性两个原则,笔者于 2017 年 7 月中旬对陕西省长武县 4 个乡镇(街道办)的 26 个近郊行政村进行调查,共发放问卷 450 份,收回有效问卷 412 份,有效率达 91.56%。本文将整理得到的有效问卷随机分为相等的两组<sup>[14]</sup>,一组用于探索性因子分析,一组用于验证性因子分析。

2 土地意识测度量表开发与验证

2.1 探索性因子分析

为确保研究过程的合理可靠,首先对样本数据 22 个观测变量进行信度、效度检验<sup>[15]</sup>。总量表的  $\alpha$  系数(即 Cronbach'  $\alpha$  系数)为 0.907,各分量表的  $\alpha$  系数也在 0.825~0.893,满足大于 0.7 的临界标准<sup>[15]</sup>,表明样本数据可靠性较强,量表内部一致性与稳定性较好。总量表的 KMO 值=0.911>0.7,Bartlett 球形检验的 Sig. =0.000<0.5,通过了 KMO 检验与 Bartlett 球形检验,说明样本数据有效性较高,相关系数矩阵具有显著的差异,可以用来做因子分析<sup>[16]</sup>。

在此基础上,运用 SPSS 21.0 对随机一组 206 份样本数据进行探索性因子分析,开发农民土地意识量表内部结构。探索性因子分析过程中,在任何公因子上的载荷小于 0.5 或在多个公因子上的载荷大于 0.4 的观测变量均需要被剔除<sup>[17]</sup>, $Q_9$  和  $Q_{20}$  这两项观测变量的载荷值略小于 0.5,未得到保留。剔除未达标变量后,重新进行探索性因子分析,结果见表 1。

表 1 探索性因子分析表

观测 变量	因子载荷				共同度
	1	2	3	4	
$Q_1$	0.804				0.799
$Q_2$	0.787				0.746
$Q_6$	0.765				0.767
$Q_4$	0.733				0.708
$Q_3$	0.719				0.726
$Q_5$	0.648				0.581
$Q_{19}$		0.801			0.753
$Q_{21}$		0.790			0.768
$Q_{17}$		0.783			0.787
$Q_{18}$		0.763			0.748
$Q_{22}$		0.516			0.730
$Q_{12}$			0.813		0.696
$Q_{13}$			0.800		0.699
$Q_{15}$			0.743		0.603
$Q_{14}$			0.738		0.612
$Q_{16}$			0.642		0.548
$Q_7$				0.820	0.756
$Q_{10}$				0.796	0.686
$Q_8$				0.773	0.787
$Q_{11}$				0.660	0.642
特征值	4.417	3.548	3.314	2.839	
贡献率	22.087	17.742	16.571	14.197	

注:小于 0.5 的因子载荷值未输出。

结果表明,通过主成分分析法提取公因子、最大方差法进行因子旋转,剩余的 20 个观测变量聚合为 4 个特征根大于 1 的有效公因子。方差累计贡献率达到 70.60%,能够有效解释调查问卷的信息;除了

$Q_5$  和  $Q_{16}$  这两个指标的共同度略小于 0.6, 其余指标的共同度均位于 0.603~0.799, 提取公因子后问卷信息得到有效保留。通过探索性因子分析得到包含 4 个公因子的农民土地意识量表, 不同观测变量的因子隶属变得清晰, 4 个公因子分别包含 6, 5, 5, 4 项指标。依据各维度指标的内涵将 4 个公因子依次命名为“土地依赖意识”、“土地包袱意识”、“土地产权意识”以及“土地致富意识”。“土地依赖意识”衡量的是农民长期依附于土地而形成的对土地难舍难分

的独特情感;“土地包袱意识”衡量的是农民将土地视为一种负担或累赘的认知;“土地产权意识”表征的是农民对土地权属的总体认识和看法;“土地致富意识”表征的是农民认为从事农业生产活动可获得高效收益的一种观点。经过上述因子分析与量表命名, 最终明确了农民土地意识测度量表的内部因子结构。进而整合农民征地意愿对应观测变量构建本研究的测评指标体系, 并对变量进行重新编码, 指标体系见表 2。

表 2 农民土地意识和征地意愿测评指标体系

潜在变量	模型代码	问题编码	观测变量
土地依赖意识	$V_1$	$Q_1$	不种地就会觉得生活缺少点什么
	$V_2$	$Q_2$	必须守好祖辈传下来的土地并代代相传
	$V_3$	$Q_6$	即使在外打工, 只要一想到家里有地就会很踏实
	$V_4$	$Q_4$	土地是晚年养老的重要依靠和收入来源
	$V_5$	$Q_3$	土地是维持家庭生计的重要途径
	$V_6$	$Q_5$	即使拥有稳定的工作和收入, 也不愿放弃土地
土地致富意识	$V_7$	$Q_7$	在家务农比外出打工带来的收入更高、更稳定
	$V_8$	$Q_{10}$	希望扩大耕种规模以获得更多收益
	$V_9$	$Q_8$	愿意增加农业投入使土地创造更多价值
	$V_{10}$	$Q_{11}$	较大规模经营可以带来与外出打工同等的收益
	—	$Q_9$	多途径(采摘园、农家乐)经营土地能创造更多财富
土地产权意识	$V_{11}$	$Q_{12}$	清楚地知道自家承包地权利归属情况
	$V_{12}$	$Q_{13}$	不论是否耕种, 土地都是一项基本权益
	$V_{13}$	$Q_{15}$	土地是种资产, 保有土地可以获取无限收益
	$V_{14}$	$Q_{14}$	当产权受侵害时能够采取合法手段进行维权
	$V_{15}$	$Q_{16}$	了解近年来国家颁布的有关土地产权的政策、法规
	$V_{16}$	$Q_{19}$	土地对我来说是一种负担
土地包袱意识	$V_{17}$	$Q_{21}$	在家种地很不体面, 不如外出从事其他工作
	$V_{18}$	$Q_{17}$	种地又脏又累还没有前途
	$V_{19}$	$Q_{18}$	种地投入多、收益少, 划不来种
	$V_{20}$	$Q_{22}$	离开土地也能较容易地找到合适的工作
	—	$Q_{20}$	没有土地就能安心地在城镇工作、生活
农民征地意愿	$V_{21}$	$Q_{23}$	如果有机会, 希望自家土地被征收
	$V_{22}$	$Q_{24}$	倘若能提供完备的社会保障, 则愿意征地
	$V_{23}$	$Q_{25}$	倘若能提供充分的就业培训, 则愿意征地
	$V_{24}$	$Q_{26}$	家人支持自家土地被征收
	$V_{25}$	$Q_{27}$	土地征收对政府、对个人都有好处, 愿意被征收

注: 模型代码一栏“—”表示未通过因子分析而被删除的指标。

再次对已开发量表的内部结构进行信度、效度检验, 结果显示总量表的  $Cronbach'\alpha=0.912>0.7$ ,  $KMO=0.908>0.7$ , Bartlett 球形检验的  $\chi^2=2\,845.585$ ,  $df=190$ ,  $Sig.=0.000<0.5$ 。该结果表明: 所开发的量表内部一致性较好, 可靠度较高; 观测变量能够很好地反映量表的潜在变量, 可做进一步研究。

2.2 验证性因子分析

运用 AMOS 21.0 对另外一组 206 份调查样本

进行验证性因子分析, 以验证探索得到的农民土地意识量表是否合理。结合已探索的量表结构, 建立多因素斜交模型路径图, 采用极大似然估计法对农民土地意识量表进行参数估计, 得到包含载荷系数和标准化路径系数的模型路径图以及模型适配度指标。学界对于模型适配度指标的选取提出多种不同的主张, 本文主要以吴明隆《结构方程模型—AMOS 的操作与应用》一书对适配指标临界值的界定为参考<sup>[13]</sup>, 从基

本适配度、整体适配度、内在结构适配度 3 个方面进行模型拟合效果检验。

(1) 从模型基本适配度指标来看,观测变量的标准误差很小,未出现负的误差变量量,且各潜变量与观测变量的标准化载荷系数均介于 0.68~0.93,符合介于 0.50~0.95 的标准,表明模型具有较好的收敛

效度,基本适配指标理想。  
(2) 整体适配度指标即评估模型的外在质量,是对模型整体与样本数据契合程度的评判。整体拟合指标分为绝对适配指标、增值适配指标、简约适配指标三大类,本文从这三大类中选取几个主要指标对模型整体拟合效果进行评判,结果见表 3。

表 3 测量模型整体适配指标

适配指标	临界标准	计算结果	适配指标	临界标准	计算结果
CDMI	$p>0.05$	247.518(0.121)	IFI	$>0.9$	0.970
SRMR	$<0.05$	0.045	TLI	$>0.9$	0.964
RMSEA	$<0.08(<0.05)$	0.052	PGFI	$>0.5$	0.681
GFI	$>0.9$	0.904	PNFI	$>0.5$	0.775
NFI	$>0.9$	0.920	CDMI/DF	$<2.0$	1.547

注:RMSE $R<0.08$ 为适合理,  $<0.05$ 为适配良好。

依据表 3 可以判断:CDMI( $\chi^2$ )值为 247.518 时,显著性概率值  $p=0.121>0.05$ ,未达到 0.05 的显著性水平,接受虚无假设,表明假设模型与样本数据可以契合;SRMR,RMSEA,GFI,TLI,IFI,TLI,PGFI,PNFI,CDMI/DF 等各项指标也都达到了适配标准,说明模型拟合效果较佳,具有较强的解释能力。

(3) 内在结构适配度指标即检测模型的内在质量,常用潜变量的组合信度(CR)和平均方差抽取值(AVE)来表示<sup>[18]</sup>,计算结果如表 4 所示。

表 4 测量模型内部结构适配指标

潜在变量	CR	AVE	Sig.
土地依赖意识	0.879	0.558	* * *
土地致富意识	0.913	0.725	* * *
土地产权意识	0.904	0.654	* * *
土地包袱意识	0.886	0.615	* * *

注:\* \* \*表示在 0.001 水平下显著。

由表 4 可知,土地依赖意识、土地致富意识、土地产权意识和土地包袱意识的 CR 值均介于 0.879~0.913 之间,远高于 0.6 的临界值,其中土地致富意识为最高达到 0.913;AVE 值都在 0.558~0.725 范围内,满足大于 0.5 的临界条件,同样是土地致富意识最高,说明测量模型区别效度很好。综上所述,模型验证性因子分析各层次适配度均达到良好水平,证实了探索性因子分析开发的农民土地意识量表的正确性。

3 土地意识代际差异的特征分析

为了验证不同年代农民土地意识的差异性是否达到统计学意义上的显著水平,本文借助独立样本 T 检验方法进行实证测度。结合实际将农民划分为 40 后及以上(以下统称 40 后),50 后、60 后、70 后、80 后、90 后及以下(以下统称 90 后)6 个年代。用最具有代表性的指标  $Q_1, Q_7, Q_{12}$  和  $Q_{19}$  分别表征土地意识的

4 个维度,依次进行独立样本 t 检验。鉴于篇幅限制,这里仅以表格形式呈现土地依赖意识 t 检验结果,如表 5 所示。  
(1) 置信区间为 95% 时,就  $Q_1$  这一问题而言,40 后与 50,60 后,50 后与 60 后,60 后与 70 后,70 后与 80,90 后,80 后与 90 后农民双侧检验的显著性水平平均高于 0.05,分析问卷发现,40~90 后农民对这一说法比较认同或非常认同的比例依次为 80.69%,87.46%,63.70%,39.74%,22.86%,17.65%,即对土地依赖意识维度的认知差异不显著。此外,40 后与 70,80,90 后,50 后与 70,80,90 后,60 后与 80,90 后农民双侧检验的显著性水平都小于 0.05,表明认知差异显著,综合来看 40~60 后农民的土地依赖意识明显高于 70~90 后。

(2) 对  $Q_7$  这一问题的检测结果显示,40 后与 50,60,70 后,50 后与 60 后,60 后与 70,80 后,70 后与 80,90 后以及 80 后与 90 后的认知差异不显著,都通过了 T 检验,其显著性水平分别为 0.773,0.200,0.057,0.128,0.378,0.089,0.377,0.501,0.252。其余不同年代间农民的认知差异均达到显著水平,  $p$  值小于 0.05。结合调查结果可知,各年代农民普遍认为种地收益不高,但 40~60 后比 70~90 后农民的土地致富意识略高一些。

(3) 在  $Q_{12}$  这一问题的认知上,差异达到显著性水平的为 40 后与 50,60 后,50 后与 60 后,70 后与 80,90 后以及 80 后与 90 后,其双侧检验的显著性水平为 0.645,0.153,0.238,0.841,0.181,0.280。结合问卷统计结果发现,40,50,60,70 后农民认为承包地归村集体所有的比例分别为 29.54%,27.95%,36.77%和 49.83%,明显低于 80,90 后的 67.42%和 70.59%,即 80~90 后农民的土地产权意识最强,70 后次之,40~60 后最弱。

表 5 农民土地依赖意识代际差异独立样本 t 检验结果

年代 分组	假设条件	方差方程的 Levene 检验		均值方程的 t 检验						
		F	Sig.	t	df	Sig. (双侧)	均值 差值	标准 误差值	差分的 95% 置信区间	
40—50	假设方差相等	0.857	0.356	-0.045	160	0.898	-0.023	0.163	-0.325	0.320
	假设方差不相等			-0.046	131	0.897	-0.023	0.156	-0.311	0.306
40—60	假设方差相等	7.955	0.005	-1.234	168	0.219	-0.214	0.173	-0.555	0.128
	假设方差不相等			-1.336	139	0.184	-0.214	0.160	-0.530	0.103
40—70	假设方差相等	5.766	0.018	-2.165	129	0.032	-0.373	0.172	-0.714	-0.032
	假设方差不相等			-2.207	127	0.029	-0.373	0.169	-0.708	-0.039
40—80	假设方差相等	13.392	0.000	-3.728	103	0.000	-0.839	0.225	-1.285	-0.393
	假设方差不相等			-3.597	78	0.001	-0.839	0.233	-1.303	-0.374
40—90	假设方差相等	16.277	0.000	-4.313	70	0.000	-1.326	0.308	-1.940	-0.713
	假设方差不相等			-3.173	17	0.006	-1.326	0.418	-2.210	-0.443
50—60	假设方差相等	4.056	0.045	-1.423	216	0.156	-0.211	0.148	-0.504	0.081
	假设方差不相等			-1.428	216	0.155	-0.211	0.148	-0.503	0.080
50—70	假设方差相等	1.865	0.174	-2.349	177	0.020	-0.371	0.158	-0.682	-0.059
	假设方差不相等			-2.351	158	0.020	-0.371	0.158	-0.682	-0.059
50—80	假设方差相等	9.312	0.003	-4.131	151	0.000	-0.836	0.202	-1.236	-0.436
	假设方差不相等			-3.716	72	0.000	-0.836	0.225	-1.285	-0.388
50—90	假设方差相等	9.905	0.002	-4.303	118	0.000	-1.324	0.308	-1.933	-0.715
	假设方差不相等			-3.202	16	0.006	-1.324	0.413	-2.201	-0.447
60—70	假设方差相等	0.339	0.561	-0.969	185	0.334	-0.160	0.165	-0.484	0.165
	假设方差不相等			-0.988	166	0.324	-0.160	0.161	-0.478	0.159
60—80	假设方差相等	3.049	0.083	-2.973	159	0.003	-0.625	0.210	-1.040	-0.210
	假设方差不相等			-2.746	75	0.008	-0.625	0.228	-1.079	-0.172
60—90	假设方差相等	5.925	0.016	-3.392	126	0.001	-1.113	0.328	-1.762	-0.463
	假设方差不相等			-2.682	16	0.016	-1.113	0.415	-1.992	-0.233
70—80	假设方差相等	4.816	0.030	-2.114	120	0.092	-0.466	0.220	-0.902	-0.030
	假设方差不相等			-1.988	80	0.113	-0.466	0.234	-0.932	0.000
70—90	假设方差相等	9.817	0.002	-2.964	87	0.036	-0.953	0.322	-1.592	-0.314
	假设方差不相等			-2.277	17	0.065	-0.953	0.419	-1.838	-0.069
80—90	假设方差相等	1.012	0.318	-1.153	61	0.254	-0.488	0.423	-1.333	0.358
	假设方差不相等			-1.087	22	0.289	-0.488	0.448	-1.418	0.443

注：近似 t 检验（即方差不相等）时，计算出的自由度 df 为小数，为整洁美观，将其四舍五入为整数。

（4）就 Q<sub>17</sub> 这一问题而言，40 后与 50、60 后，60 后与 70 后，70 后与 80、90 后以及 80 后与 90 后农民的认知差异不显著，其 *p* 值分别为 0.786、0.326、0.182、0.086、0.516、0.744，均大于 0.05；其余不同年代农民认知差异显著，*p* 值均小于 0.05。结合调查结果可知，40、50、60、70 后农民比较认同或非常认同这一说法的比例依次为 21.54%、19.30%、35.71%、47.04%，明显小于 80、90 后农民的 82.35%、76.47%，即 80~90 后农民的土地包袱意识最重，70 后次之，40~60 后最轻。

总而言之，通过独立样本 t 检验发现，农民土地意识在朝多元化方向发展的同时，形成了两种差异明显的认知：40、50、60 后农民的土地依赖意识与土地致富意识更强烈，而 70、80、90 后农民的土地产权意识和土地包袱意识更显著。从 70 后农民一代差异开始显现，对待土地的观念逐渐从“以土地为生命”向“视土地为负担”转变。

4 土地意识代际差异与征地意愿的 SEM 实证分析

4.1 模型假设

经过分析发现，年龄较大的三代农民的土地依赖意识和致富意识更为突出，而年龄较轻的三代农民的土地产权意识和包袱意识更为明显。为更加深入地探讨农民土地意识代际差异对其征地意愿的影响，在利用结构方程模型核心概念和框架基础上，结合上文分析，本文提出以下假设：

假设 H<sub>1</sub>：土地依赖意识负向影响农民征地意愿，且年龄越大负向作用越强。

土地依赖意识体现了农民对土地资源的眷恋，以及对农业生产的依靠，在年龄稍大的农民身上体现的尤为明显。受身体条件等因素的限制，他们不再考虑外出务工，而是更加依靠土地寻求精神寄托、保障家

庭生活。即使有机会使土地创造的价值最大化,由于对土地的依恋和依靠,他们也不愿放弃土地,因此对土地征收产生排斥心理。

假设  $H_2$ :土地致富意识负向影响农民征地意愿,且年龄越大负向作用越强。

土地致富意识反映了农民希望最大限度地利用土地创造价值的愿景,是推动农民进行农业生产的驱动力。持土地致富意识的农民多为 40~60 岁为主的农业大户,规模化经营土地完全可以提高农业收益,甚至发家致富。由于没有非农就业技能,土地是其致富的重要来源,而土地征收将极大地威胁他们家庭收入,必然对征地持消极态度。

假设  $H_3$ :土地产权意识负向影响农民征地意愿,且年龄越轻负向作用越强。

土地产权意识即农民对土地权属的一种认知,不同农民对土地产权的认知差异明显,部分农民甚至完全凭借主观感受来认定土地产权归属情况。文化程

度对土地产权意识具有显著影响,年龄越轻的农民,土地产权意识越清晰,维护自身权益的意识越强烈。他们鉴于征地损害农民权益的事件时有发生,并不希望自家土地被征收。

假设  $H_4$ :土地包袱意识正向影响农民征地意愿,且年龄越轻正向作用越强。

持土地包袱意识的农民将土地视为一种负担,在年龄较轻的农民身上体现的更为突出。年轻人多认为单一的农业生产难以实现自身利益最大化、不能满足日益提高的生活需求,在利益驱使下倾向于到大城市工作,土地对其重要性大幅降低,甚至成为一种累赘。对他们而言,土地征收不仅能让土地变废为宝,还可获得征地补偿,势必积极响应政府征地工作。

4.2 拟合效果检验

根据理论结构模型以及实地调查收集的样本数据资料,对结构模型的拟合优劣程度进行检验,在模型修正后,得到如表 6 所示的整体拟合指标。

表 6 结构模型整体适配指标

适配指标	CDMI	SRMR	RMSEA	GFI	NFI	IFI	TLI	PGFI	PNFI	CDMI/DF
计算结果	423.770(0.165)	0.039	0.050	0.902	0.914	0.968	0.959	0.681	0.767	1.541

结合表 3 给出的临界标准不难看出, $p=0.165>0.05$ ,未达到 0.05 的显著性水平,表示假设模型与实际数据不一致的可能性较小,因此接受虚无假设; $SRMR=0.039<0.05$ , $RMSEA=0.050<0.08$ , $GFI=0.902>0.9$ , $TLI=0.914>0.9$ , $IFI=0.968>0.9$ , $TLI=0.959>0.9$ , $PGFI=0.681>0.5$ , $PNFI=0.767>0.5$ , $CDMI/DF=1.541<2$ ,各项指标也都达到了适配标准,说明模型拟合效果较佳,具有较强的解释能力。

4.3 模型路径分析

通过拟合优度检验后,采用极大似然估计法对假设模型进行参数估计,整理得到含有载荷系数与标准化路径系数的模型路径图(图 1)以及标准化路径系数表(表 7)。

表 7 结构模型标准化路径系数

路径关系	标准化路径系数	C. R.	Sig.
土地依赖意识→农民征地意愿	-0.238	-2.197	* *
土地致富意识→农民征地意愿	-0.253	-3.739	* * *
土地产权意识→农民征地意愿	-0.141	-2.854	* *
土地包袱意识→农民征地意愿	0.606	6.638	* * *

注:\*\*\*表示在 0.001 水平下显著;\*\*表示在 0.01 水平下显著。

图 1 是由 5 个测量模型和 1 个结构模型所组成的模型路径图,标示了各测量模型载荷系数以及结构模型标准化路径系数的大小。表 7 是每条路径的标准化路径系数和显著性水平,反映了外生潜在变量

(即土地意识的 4 个维度)对内生潜在变量(即征地意愿)的影响程度,土地意识对征地意愿的标准化路径系数为负值代表负向影响,正值代表正向影响。结合图 1 和表 7,对 4 个假设一一进行验证:

(1) 土地依赖意识维度的 6 个观测变量全部通过显著性水平检验,载荷系数均大于 0.7 且相差较小,说明解释能力均较强。土地依赖意识对农民征地意愿的标准化路径系数为-0.238,且通过  $p=0.01$  的显著性水平检验,说明土地依赖意识每提高 1 单位,农民征地意愿降低 0.238 单位,即土地依赖意识负向影响农民征地意愿。由代际差异特征可知,各年代农民的土地依赖意识随年龄的增大基本呈递增趋势,同时 40,50,60 后农民对土地依靠的程度较为一致,因此年龄偏大的 40~60 后农民土地依赖意识对征地意愿的负向作用更强,接受假设  $H_1$ 。由于身体条件的限制,40,50,60 后农民家庭收入主要来源于农业生产,土地成为其最大的社会保障,一旦失去土地,生存保障程度大幅降低,势必会对征地意愿产生更大的负向影响。

(2) 土地致富意识维度的 4 个观测变量都通过检验,变量  $V_7$  和  $V_8$  的因子载荷系数大于 0.8,对此维度的解释能力最强。当显著性水平  $p=0.001$  时,土地致富意识对农民征地意愿的标准化路径系数为-0.253,表明农民征地意愿会随着土地致富意识每增加 1 单位而减少 0.253 单位,即土地致富意识负向

影响农民征地意愿。从代际差异特征分析,愿意扩大种植规模、增加农业投入的农民中分别有 79.06%, 81.95% 来自 40,50,60 后,表明他们希望扩大经营规模寻求土地价值最大化,其土地致富意识比 70~90 后农民更明显,因此年龄偏大的 40~60 后农民的土地致富意识对征地意愿的负向作用更强,接受假设

H<sub>2</sub>。由于缺乏非农就业技能,40,50,60 后农民更愿意视土地为增加收益、创造财富的重要途径,对土地征收持有的消极态度更为突出。此外,尽管短期内征地补偿款高于农业经营收益,但补偿款项能否落实到位、能否足额获得等外部条件也成为负向影响其征地意愿不可忽略的重要因素。

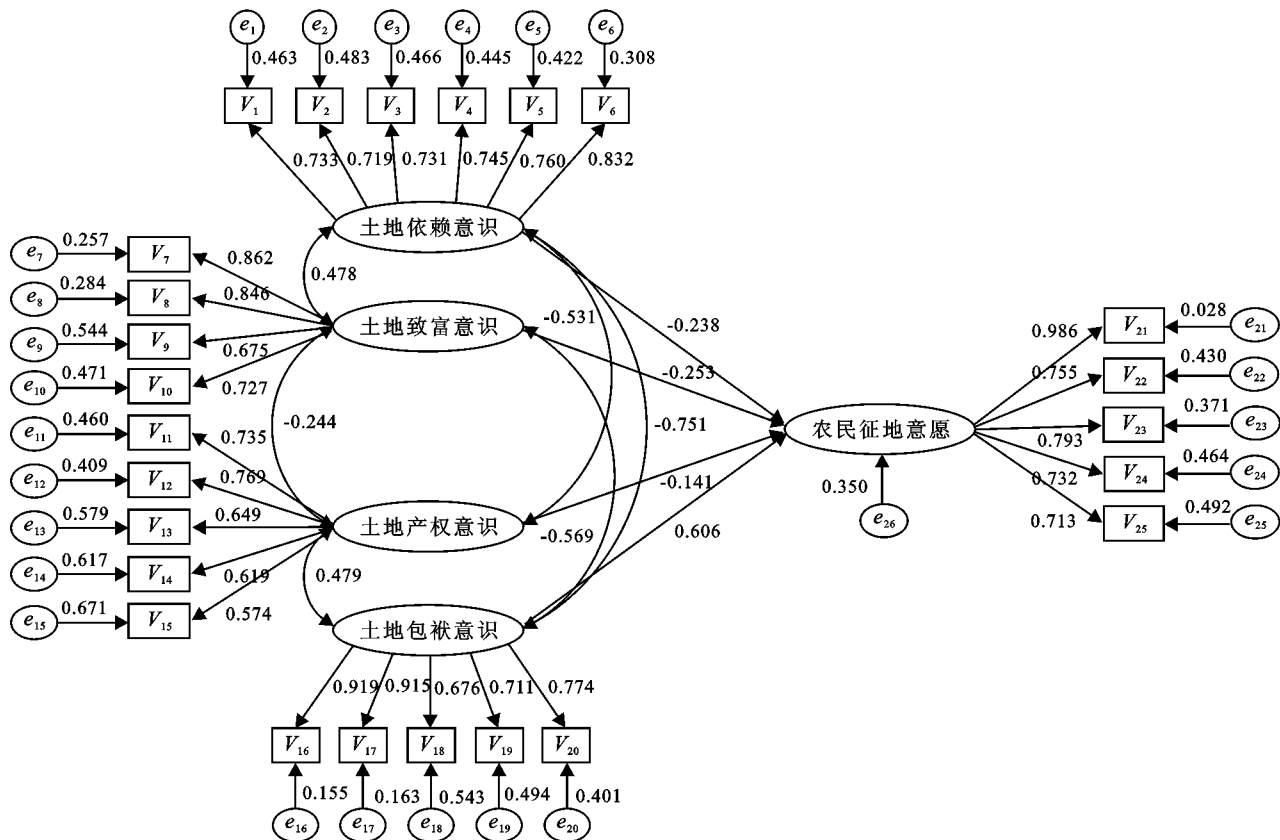


图 1 农民土地意识代际差异与征地意愿关系模型路径图

(3) 土地产权意识维度的 5 个观测变量的载荷系数均大于临界值 0.5, 变量 V<sub>11</sub>, V<sub>12</sub> 的载荷值分别达到 0.735, 0.769, 解释能力最强。土地产权意识对农民征地意愿的标准化路径系数为 -0.141, 且通过  $p=0.01$  的显著性水平检验, 表明土地产权意识每增加 1 单位, 农民征地意愿减少 0.141 单位, 即土地产权意识负向影响农民征地意愿。结合代际差异特征可知, 各年代农民的土地产权意识随着年龄的增大基本呈递减趋势, 80, 90 后最高, 70 后略低, 40, 50, 60 后最低, 因此年龄较轻的 70~90 后农民的土地产权意识对征地意愿的负向作用更强, 接受假设 H<sub>3</sub>。文化程度更高的 70, 80, 90 后农民对土地权属情况明晰程度更高, 土地资产属性认知以及土地维权意识更强, 在面对征地过程中土地产权保障不到位的情况时, 对土地征收产生的排斥态度更为强烈。

(4) 土地包袱意识维度的 5 个观测变量均通过检验, 观测变量 V<sub>16</sub>, V<sub>17</sub> 的载荷值达到 0.919, 0.915, 对此维度的贡献率最高。土地包袱意识对农民征地

意愿的标准化路径系数为 0.606, 且通过  $p=0.001$  的显著性水平检验, 也就是说土地包袱意识每提高 1 单位, 征地意愿提高 0.606 单位, 即土地包袱意识正向影响农民征地意愿。由代际差异特征可知, 80~90 后农民的土地包袱意识最强, 70 后次之, 40~60 后最弱, 所以年龄较轻的 70~90 后农民的土地包袱意识对征地意愿的正向作用更强, 接受假设 H<sub>4</sub>。究其原因发现: 随着城乡一体化进程的加快, 70, 80, 90 后农民逐渐意识到农业生产难以带来高质量的生活水平, 在利益驱动下更加向往大城市的较高收入和现代生活。一旦土地被征收, 他们不但可以彻底解放劳动力, 而且还可以获得征地补偿款用以改善生活水平, 必然会对征地意愿起推动作用。

## 5 结论与建议

### 5.1 结论

(1) 农民土地意识可由 4 个维度表征。经过探索性因子分析与验证性因子分析, 得到由土地依赖意识、土地致富意识、土地产权意识和土地包袱意识 4

个维度 20 个指标所组成的农民土地意识测度量表。

(2) 农民土地意识代际差异明显。通过对土地意识各维度最具代表性的问题进行独立样本  $T$  检验,发现农民土地意识朝多元化方向发展的同时形成了两种差异明显的认知。40,50,60 后农民的土地依赖意识与致富意识更强烈,而 70,80,90 后农民的土地产权意识和包袱意识更显著。

(3) 农民土地意识代际差异对征地意愿具有显著影响。土地依赖意识、土地致富意识、土地产权意识和土地包袱意识对征地意愿的路径系数分别为  $-0.238$ ,  $-0.253$ ,  $-0.141$ ,  $0.606$ ,除土地包袱意识外的 3 个维度均负向影响农民征地意愿,说明不同土地意识的农民征地意愿不同。从代际差异分析,40~60 后农民的土地依赖意识和致富意识对征地意愿的负向作用更强,70~90 后农民的土地产权意识和包袱意识分别对征地意愿的负向和正向影响更强,体现了 70~90 后农民面对征地时既希望“抛弃负担”又担心“产权受损”的一种矛盾心理。

## 5.2 建议

(1) 以人为本,充分考虑农民利益诉求。笔者认为,解决当前征地过程中的主要问题特别是涉及农民利益的问题,各级政府必须落实“以人为本”的科学发展观,充分尊重农民意愿,确保失地农民的切身利益不受损失;其次,以公共利益为原则,以土地利用总体规划为依据,合理确定征地范围及用途,避免政府将土地征收作为大搞政绩工程乃至谋取不当利益的手段。

(2) 创新安置补偿政策,完善失地农民保障体系。土地依赖意识、土地致富意识强烈的 40~60 后农民不愿意土地被征收,很大程度上是由于土地经营不但是他们的精神寄托,也是主要收入来源甚至是创造财富的重要途径。因此,在提高征地补偿标准的同时,政府需要做好协调在项目区外围“以耕地补偿征地”,完善失地农民保障体系,满足失地农民对土地的情感寄托,提高征地满意度。

(3) 开展宣传教育工作,引导农民土地意识合理转变。农民土地意识差异会产生个人利益与集体利益的冲突,如何调控这种矛盾关乎社会健康稳定发展。一方面,政府有必要对土地依赖意识更强烈的 40~60 后农民开展教育宣讲,多举措培养现代农民,实现个人利益与集体利益相统一;另一方面,政府还需要逐步引导农民合法维权,尤其是土地产权意识更显著的 70~90 后年轻农民,指引其通过法律渠道维护切身利益,避免出现过激手段与不当行为。

(4) 完善征地监管机制,保障征地程序合法透明。目前,征地监管机制仍存在部分漏洞,在一定程度上削弱了农民征地配合度与满意度。各级政府应

大力完善征地监督机制,包括明确监管主体、明晰监管责任、健全监管程序、完备监管内容等,从而规范土地征收行为,确保征地程序合法透明。

## 参考文献:

- [1] 曹裕,吴次芳,朱一中.基于 IAD 延伸决策模型的农户征地意愿研究[J].经济地理,2015,35(1):141-148.
- [2] 袁斌.城乡一体化进程中农地非农化问题研究[J].农业经济问题,2011,32(7):31-35.
- [3] 曾亿武,杨泽楷.失地农民权益保障满意度的影响因素分析:基于广东揭阳 140 个失地农户的调查数据[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2012,13(2):49-53.
- [4] 王珊,张安录,张叶生.农地城市流转的农户福利效应测度[J].中国人口·资源与环境,2014,24(3):108-115.
- [5] 刘杨,黄贤金,吴晓洁.失地农民的维权行为分析:以江苏省铁本事件征地案件为例[J].中国土地科学,2006,20(1):16-20.
- [6] 许恒周,郭玉燕.不同发展水平地区农民被征地意愿及影响因素:基于南京市、鹰潭市的实证研究[J].中国人口·资源与环境,2011,21(1):106-109.
- [7] 胡初枝,黄贤金.农户可持续生计与征地意愿分析:以江苏省苏南、苏北典型村庄农户问卷调查为例[J].广东土地科学,2011,10(2):13-18.
- [8] 王伟林,黄贤金,陈志刚.发达地区农户被征地意愿及其影响因素:基于苏州农户调查的实证研究[J].中国土地科学,2009,23(4):76-80.
- [9] 郭玲霞,高贵现,彭开丽.基于 Logistic 模型的失地农民土地征收意愿影响因素研究[J].资源科学,2012,34(8):1484-1492.
- [10] 周晓宏,郭文静.探索性因子分析与验证性因子分析异同比较[J].科技和产业,2008,8(9):69-71.
- [11] 陈英,谢保鹏,张仁陟.农民土地价值现代差异研究:基于甘肃天水地区调查数据的实证分析[J].干旱区资源与环境,2013,27(10):51-57.
- [12] 侯杰泰,温忠麟,成子娟.结构方程模型及其应用[M].北京:教育科学出版社,2004.
- [13] 吴明隆.结构方程模型—AMOS 的操作与应用[M].重庆:重庆大学出版社,2009.
- [14] 裴婷婷,陈英,吴玮,等.农民土地价值观研究—概念界定、量表开发与信度检验[J].干旱区资源与环境,2015,29(3):39-44.
- [15] 张雯,郝营,张广胜.农村骨干劳动力培训意愿的影响因素研究:基于结构方程模型的实证检验[J].农业经济,2013,3(4):66-68.
- [16] 吕美,国亮,姬浩.基于结构方程模型的城市金融可持续发展影响因素研究[J].统计与信息论坛,2013,28(3):94-99.
- [17] 薛薇.统计分析与 SPSS 的应用[M].3 版.北京:中国人民大学出版社,2011.
- [18] 郭亭君.以信任观点探讨部落格使用者分享意图之研究[D].台中:台湾逢甲大学,2009.