

土地综合整治背景下的农村养老保险水平影响因素分析——以成都市温江区幸福村为例

邓大松 肖山^{*1}

【摘要】:随着土地综合整治项目的开展,农村场域的产权结构、居住环境等发生了一系列变化,由此对农村养老保险制度也产生了深刻的影响。根据对成都市温江区幸福村的调研数据建模分析,可知影响农村社会保障水平提升的关键在于收入水平等因素。通过对以上因素的解析,一方面可掌握农村土地综合整治项目下的农村社保发展现状,另一方面可为进一步加强土地资本化运作、夯实农村养老保险发展水平提升的物质基础,从而稳步提升土地综合整治背景下的农村养老保险水平提供参考。

【关键词】:土地综合 整治 实证研究 农村社会保障 影响因素

【中图分类号】:F320.1 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1003—7470(2017)—04—0063(05)

一、问题的提出

在目前大力推动农村改革的背景下,发展现代规模化农业是实现农村生产方式转变与生产力水平提高的重要方面。农村土地综合整治作为整合农村碎片化土地资源,实现农村耕地连片化、规模化的有效举措,为发展现代规模化农业创造了有利条件。现阶段国家已经放宽一部分农村土地政策,包括通过土地综合整治项目,以建新拆旧和土地整理复垦等措施,在保证项目区内各类土地面积占补平衡的基础上,最终实现农村集体建设用地的有效利用;还包括通过农村集体成员土地承包权与土地经营权分置,赋予农村土地经营权交易流转的权能,最终实现农村土地(耕地)交换价值。这一系列的土地改革政策,一方面激活了农村土地的价值,使得农村土地这一生产要素实现市场化流动;另一方面也会对传统意义上的农村社会保障制度产生影响。

随着国务院及相关部门制定的一系列条例与政策性文件,我国已经逐步建立起了以最低生活保障、新型农村合作医疗、农民社会养老保险三大制度为支撑,辅之以其他政策措施的农村社会保障体系。但就社会保障的对象而言,主要针对的还是以传统土地分配制度下的农村居民。在目前的农村土地制度变更背景下,固有的土地权利形态分布被打破,随之而来的是城乡二元化差异的缩小与农村人口向城镇聚集,农村居民的身份与生活模式也会产生巨大变化。这导致农村社会保障制度必须做出相应调整,对不同人群匹配适当的社保标准,以应对土地流转带来的农村场域社会形态转化。此外,住房、就业、教育等福利性保障项目也在“大社保”概念下凸显出提升的必要性。

随着国家农村土地政策的逐渐放宽,各地也在不断推动针对农村土地之上的相关权利流转。成都作为全国统筹城乡综合配套改革实验区与农村金融服务综合改革试点城市,在农村土地改革中一直秉承先行先试的态度。而与此同时,以土地综合整治项目为代表的农村土地的创新改革也带来了农村社会结构、体制机制的一系列嬗变。其中,农村居民的生活方式与农村社会保障机制受到土地创新的影响,相应的产生了应变。此种变化的影响因素为何、是否可带动农村养老保险发展水平的有效提升、应采取何种方式予以完善等问题,是本文研究的重点。笔者即以成都市成功开展土地综合整治项目的幸福村为例,通过实证分析对上述问题进行研究,探索农村养老保险发展水平提升的路径。

¹ 作者:邓大松 教授 博士生导师 武汉大学社会保障研究中心 湖北 武汉 430072
肖山 博士 研究生 武汉大学社会保障研究中心 湖北 武汉 430072

二、土地综合整治对农村社保影响的实证研究——以成都市幸福村为例

从一般意义来讲,土地综合整治是在一定的区域内,按照土地利用总体规划确定的目标和用途,以土地整理、复垦、开发和城乡建设用地增减挂钩为平台,推动田、水、路、林、村综合整治,改善农村生产、生活条件和生态环境,促进农业规模经营、人口集中居住、产业聚集发展,推进城乡一体化进程的一项系统工程。^①开展农村土地综合整治是一项长期性、系统性工程,项目实施初期的直接效果体现在实现农村区域的集体建设用地、农业用地集中连片,解决农村土地碎片化问题。项目初期对参与农民的收入水平提升有限,但却可以直接改善农村居民的住房条件与居住环境,同时增加集体建设用地指标等“土地增值收益”来源^[1]以及农村适度规模化经营所创造的就业机会,从而为当地居民收入水平的逐步提高提供基础。

本文从实证的角度,以成都市温江区幸福村村民家庭为总体调研综合土地整治项目对参与项目的村民的生活及社保方面的影响。调研以选取样本发放调查问卷的形式进行,再对回收问卷进行定量分析,达到研究综合土地整治项目对农村社保影响的目的。

1. 数据概览

(1) 问卷介绍。问卷共设置 13 个问题,发放 7 计 40 份,有效收回 40 份。本次调研中的问卷以家户(户)为单位,由各户主或家庭主要劳动力作为代表进行填写。关于问卷问题的设置,鉴于决定农村 7 二保缴纳额度的因素有两点:一方面是农民的收入,另一方面是社保缴纳比例,因此问卷设置的问题主要围绕这两方面展开。即一是调研被访问者家庭收/、情况及相关影响因素情况,如参与综合整治的土远面积、被访问者家庭成员的劳动力人数、受教育程度、平均年龄、是否参与外出务工或自主创业等;二是当前社保的缴纳情况及缴纳意愿,同时还调研了综合整治项目对当地农民生活质量的提升情况。

(2) 数据的描述性分析。经对问卷收集数据的整理和统计,现将幸福村村民收入情况、社保参与情况及意愿、收入影响因素情况、土地整理对居民生活影响情况描述如下:

①收入情况。幸福村家庭收入平均 7.60 万元,人均收入平均 1.86 万元。经对比中国统计年鉴(2013 年)中全国农村居民人均纯收入五等分阈值数据,幸福村的人均收入较高。

表 1 农村居民人均纯收入五等分对照表

五等分类	全国五等分阈值(元)	幸福村区间内家庭数量(家)	区间内人均收入均值(元)
低收入	2583	1	5000
中低收入	5516	1	7500
中等收入	7942	0	/
中高收入	11373	28	16817
高收入	21273	10	26019

②社保参与情况及意愿。参与调查的村民全部参与了社保的缴纳,其中 55%的村民系自愿参与,45%的村民系政府引导参与。在谈及收入增加后提高社保缴纳额度的意愿时,70%的村民表示愿意,12.5%的村民表示非常不愿意,说明社保的缴纳一定程度上需

要政府的引导,且收入的增加对社保缴纳额度的提高具有促进作用。

③收入影响因素情况。参与调查的村民家庭成员人数平均为4人,年龄在40岁左右,劳动力人口平均为3人,最高学历程度为中专。而从收入来源上看,主要为土改分红、务工所得、生意收入和农业生产。关于土地改革分红情况,全部受访者都参与了土地综合整治并得到分红,平均每家参与土地整理的面积为0.85亩,占总拥有集体面积的86%,说明幸福村村民对土地整治项目的参与度较高,但面积并不大。关于务工情况,参与务工的家庭有31个,包含本地就业和外地务工,其中有23家参与本地就V说明该村普遍有务工收入,且一半以上的家庭-7本地就业。关于自主创业情况,参与自主创业的家庭有10个,且参与自主创业的家庭的人均收入为:4019元,高于被访者的平均收入水平18600元,因又自主创业对收入的贡献程度较大。关于务农情况,参与务农的家庭有34个,其中3个家庭无务工和自三创业收入,对农业生产的依赖度较高,经计算这三个家庭的平均人均收入为9167元,说明该村较大5分家庭仍然进行农业生产,但单一务农的家庭收•,远低于多种经营的家庭收入。

④土地整理对居民生活影响情况。55%的被访者反馈参与土地综合整治项目后家庭收入水平有所提高,45%的被访者反馈收入水平变化不大。同时50%的被访者对分红的比例较为满意,49%的被访者感到一般满意,只有1%的被访者表示出不满意。除了发放土地补偿金以外,被访者反馈村委会还对村民的住房条件提供了改善、提供促进就业的相关措施、提供了多种经营的渠道、帮助促进农产品销售等帮助。

(3) 问卷信度检验。据上述描述性统计分析结果来看,问卷所收集的数据符合常理认知,为确保问卷的可信度,在此对问卷数据进行信度检验。利用SPSS软件分析可知Cronbach's Alpha系数为0.757,大于0.7,因此该调查问卷数据具有较高的一致性、再现性和稳定性,继而对问卷数据进行模型分析较为可靠。

2. 模型构建

上文中已说明决定村民社保缴纳额度的因子一是收入情况,二是缴纳比例,且收入的提高会促进缴纳比例的提高,因此可通过论证土地综合治理项目对村民收入的影响间接论证土地综合治理项目对社保缴纳的影响。下面建立影响村民收入影响因素的回归模型,检验和模型构建使用软件E-VIEWS6.0。

(1)变量的定义。回归模型的数据取自调查问卷的收集结果,问卷的设计已从理论角度充分考虑影响农村居民收入情况的各种因素,因此在问卷数据的基础上进行变量的定义具有理论的可靠性。但问卷数据既有定性数据也有定量数据,为保证模型构建的顺利进行,将变量定义和赋值如表2。

表 2 变量的定义与赋值

变量	指标含义	定义及赋值
Y	村民家庭收入	定量变量，单位为万元
X ₁	家庭成员的人数	定量变量，单位为人
X ₂	家庭成员的平均年龄	20~35 岁：1；35~50 岁：2；50~65 岁：3；65 岁以上：4
X ₃	劳动人口人数	定量变量，单位为人
X ₄	家庭成员文化水平	最高大专及以上文化水平：4；最高中专文化水平：3；最高初中文化水平：2；最高小学文化水平：1
X ₅	参与土地综合治理的面积	定量变量，单位为亩
X ₆	是否参与外出务工	是：1；否：0
X ₇	是否参与本地就业	是：1；否：0
X ₈	是否参与自主创业	是：1；否：0
X ₉	是否参与农业生产	是：1；否：0

(2) 变量的处理。首先对 Y 取对数处理，一方面由于自变量中被赋值定性变量较多，取对数后 $\ln Y$ 对自变量 X 的回归斜率系数 % 的含义为当变量 X 的绝对量每发生 1 个单位变动时，引起被解释变量 Y 平均值的变动比率，% 的符号若为正，则 X 和 Y 的变动方向一致，更符合本文的研究目的，是研究趋势和影响程度而不是研究因自变量变动而发生的绝对值变化；另一方面在于取对数的方式有益于消除模型的多重共线性和异方差性。

然后对 $\ln Y$ 及 $X_1 \sim X_9$ 进行数据的标准化处理，如下：

$$x_{ij}^* = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}{n-1}}}$$

(3) 模型的构建。

①变量的筛选。由于当前自变量的选择完全基于经济理论和数据的可获得性考虑, 为避免相关变量的遗漏和无关变量的误选, 需要进行设定误差的检验。

a. 遗漏相关变量的检验。使用 DW 检验方法进行, 模型设定为:

模型 1:

$$\ln Y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^9 \alpha_i X_i + \mu$$

经检验, 对于模型 1 有 DW=2.29, 经查德宾—沃森 d 统计量在 5%显著性水平下的临界值表, 当 n=40, k' = 9 时, dL=1.008, du=2.072, 因此 du<DW<4—dL, 接受 H₀假设, 表示没有遗漏变量。

b. 误选无关变量的检验。在检验的同时达到筛选变量的目的。使用逐步回归的方法进行, 经计算 X1~X9 之间的相关系数, 结果见表 3。

表 3 自变量相关系数表

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9
X1	1.00	0.06	0.68	0.49	0.78	-0.03	0.14	0.35	0.32
X2	0.06	1.00	-0.22	-0.50	0.05	0.09	-0.32	0.00	0.41
X3	0.68	-0.22	1.00	0.51	0.60	-0.17	0.34	0.40	0.11
X4	0.49	-0.50	0.51	1.00	0.39	0.19	0.07	0.24	-0.20
X5	0.78	0.05	0.60	0.39	1.00	-0.20	0.25	0.43	0.11
X6	-0.03	0.09	-0.17	0.19	-0.20	1.00	-0.51	-0.31	0.23
X7	0.14	-0.32	0.34	0.07	0.25	-0.51	1.00	-0.20	-0.22
X8	0.35	0.00	0.40	0.24	0.43	-0.31	-0.20	1.00	0.08
X9	0.32	0.41	0.11	-0.20	0.11	0.23	-0.22	0.08	1.00

从表 3 可知, 一些变量之间具有较高的相关度, 如 X₁和 X₃、X₅等。若直接使用模型 1 进行回归, 将存在严重的多重共线性。为修正多重共线性分别作 lnY 对 X₁~X₉ 的一元回归, 结果见表 4。

表 4 一元回归结果

变量	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9
参数估计	0.79	-0.31	0.76	0.74	0.74	-0.06	0.14	0.55	0.04
t 统计量	7.85	-2.03	7.27	6.77	6.76	-0.34	0.84	4.05	0.25
R ²	0.62	0.10	0.58	0.55	0.55	0.00	0.02	0.30	0.00
修正 R ²	0.61	0.07	0.57	0.53	0.53	-0.02	-0.01	0.28	-0.02

其中，与 X1 回归的修正 R² 最大，且 t 检验显著，因此以 X1 为基础顺次加入其它变量逐步回归，最终类似依次进入模型得让分别为 X4, X8, X2, X5, X3。

②模型的构建。根据上述自变量的筛选结果，设定模型如下：

$$\text{模型 2: } \ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \alpha_3 X_3 + \alpha_4 X_4 + \alpha_5 X_5 + \alpha_8 X_8 + \mu$$

对模型进行 OLS 回归估计结果得为：

$$\begin{aligned} \ln Y &= (2.68E-11) + 0.308X_1 - 0.159X_2 + 0.155X_3 + 0.299X_4 + 0.201X_5 + 0.221X_8 + \mu \\ t &= (2.90) \quad (-2.22) \quad (1.88) \quad (3.77) \quad (2.19) \\ &\quad (3.56) \\ R^2 &= 0.902 \quad \text{修正 } R^2 = 0.884 \quad F = 50.63 \quad DW \\ &= 2.329 \end{aligned}$$

由于该模型的估计数据为截面数据，因此需进行异方差检验，使用 White 检验方法，经计算不带交叉乘积项的辅助函数的

$nR^2 = 7.70 < x_{0.05}^{2(6)} = 12.592$, 所以接受原假设, 表明模型不存在异方差。

对于模型 2 有 $DW=2.329$, 经查德宾-沃森 d 统计量在 1%显著性水平下的临界值表, 当 $n=40$, $k'=6$ 时, $d_L=0.997$, $d_U=1.652$, 此 $d_L < DW < 4 - d_L$, 表示不存在自相关。且 t 检验量和 F 检验量全部证明模型估计有效。

3. 模型解释

影响收入的因素。由于最终进入到模型中的变量为 $X1 \sim X5$ 和 $X8$, 因此影响该村村民家庭收入的因素分别为: 家庭成员的人数、家庭成员的平均年龄情况、劳动人口人数、家庭成员文化水平、参与土地整治的面积、是否参与自主创业。剩下其余因素如是否参与务工、务农并非影响该村居民家庭收入的决定性因素, 究其原因应是这部分收入的比重较低。家庭成员人数、教育文化水平、参与土地综合整治项目面积均为综合性因素或内生性因素。

各因素对收入的影响程度。由于 $\ln Y$ 对自变量 $X1$ 的回归斜率系数%的含义为当变量 X 的绝对量每发生 1 个单位变动时, 引起被解释变量 Y 平均值的变动比率, %的符号若为正, 则 X 和 Y 的变动方向一致。因此上述影响因素除年龄外, 对收入的影响全部是正向的。在这六项因素中, 家庭成员人数、家庭成员文化程度对家庭收入的影响较大, 即家庭或员每增加一人, 收入约增加 30%, 家庭成员文化程度提升一个档次, 收入约增加 30%, 而参加土地综合整治项目的面积每增加一亩, 收入约增加 20%左右。综上, 验证了土地综合整治项目对收入的正向作用, 进而对社保缴纳额的正向促进作用。

三、结论

影响农村养老保险发展水平的关键因素在于农民收入能否为养老保险提供可持续的资金来源。土地作为农民家庭财富中最重要的部分, 如何实现土地资本化流转, 充分发挥土地的经济价值, 同时利用土地流转所获得收入进一步促进农村居民养老保险水平提升, 其重要性不言而喻。^[2]其中涉及到的关键点在于通过农村土地综合整治项目, 在农村地区出现了“两大流动”的趋势: 一是市场要素的流动性, 为实现土地市场要素的充分流转, 必须在原有土地制度上实现突破, 赋予某些土地权利流转的权能; 二是人口的流动性, 土地性质的转变与权属的流转, 促进农村人口向城镇迁徙, 并在此过程中重构相关社会保障制度。^[3]这一点通过幸福村开展土地综合整治项目后养老保险水平提升可以看出。

同时, 通过调研与实证分析可以发现, 在实施农村土地综合整治项目后, 农村地区的住房条件、就业环境得到了极大的提升。在开展了农村土地综合整治项目的地区, 参与项目的农民在新区获得了崭新住房, 居住环境及各项生活配套相较以往实现了质的飞跃。而在农村土地综合整治项目基础上, 一方面项目区农村耕地得到集中整理, 耕地连片后吸引了新型农村经营主体参与土地承包经营; 另一方面当地农村现代化集中居住小区的建成, 为开展以乡村旅游、餐饮等为代表的第三产业打下基础条件, 上述都为当地提供了就业机会。随着住房、就业环境的改善, 项目区社会管理水平也相应提高, 促进了社会稳定。以上所述的住房、就业等各项广泛含义上的社会保障指标提升, 反映出土地综合整治项目实施后为当地社会发展提供了正向推动作用。

参考文献:

- [1] 张元素, 周爱华, 杨广林, 杜姗姗. 我国农村集体土地增值收益分配研究[J]. 技术经济与管理研究, 2015, (02).
- [2] 田宝玉. 农村土地流转中政府的角色定位与农民利益的保护[J]•农业经济, 2004, (09).
- [3] 李红勋. 转型期农民工社会保障问题研究[J]. 理论与改革, 2016, (02).