

农地流转、城乡收入差距与农村社会保障

——基于面板门槛模型的实证研究

夏玉莲

(湖南农业大学经济学院, 湖南 长沙 410128)

[摘要] 文章基于农村社会保障与农地流转之间的理论前提,运用门槛模型对我国 29 个省市自治区 1988-2011 年间农地流转与农村社会保障之间的关系进行了实证研究。结果表明:农地流转只对生活和医疗保障起到直接作用;农地流转通过影响城乡收入对农村社会保障的作用显著,且具有差异性;当跨越一定的门槛值时,由于多重现实因素,就业和养老保障功能逐渐丧失,收入差距缩小,最终将促进城乡社会保障的一体化,这说明了农地流转在农村社会保障体系建设中的重要作用。因此,由于农地流转的阶段性功能,要完善我国农村社会保障体系,应当继续确保农地的保障功能、丰富农地流转的参与方式并依托农地流转建立农户的长效增收机制。

[关键词] 农地流转;农村社会保障;城乡收入差距;门槛效应;面板数据

一、引言

一直以来,土地是我国农民赖以生存与发展的根本,它不仅是一种生产资料,更是一种生存的保障,农地保障也属于我国农村社会保障的重要内容。当农民的各种社会保障都依赖土地来满足时,农村社会保障水平保持在一种较低的水平上,土地就是农村社会保障的代名词;当发生土地流转,流入方农户将获得规模化、机械化经营效益,流出方农户也将获得流转收入和务工收入,无论对于哪一方收入都提高了,土地收益导致的收入变化影响了农村社会保障的供求平衡:即在土地流转后,农民支付能力增强,降低了农民对土地的依赖性,同时农户们面临的风险性也增加,如经营风险、失业风险等,对于生存、就业、医疗、养老等社会保障的需求就增加了。反过来,我国农村社会保障缺失的主要表现就是农民

对土地的过度依赖。因此,不应当将农地流转与农村社会保障看作是简单因果关系,而应将其看作是一种相互促进的关系,构建完善的农村社会保障体系必须考虑这一事实^[1-4],但是不同程度和规模的农地流转对农村社会保障的影响肯定是有所差异的,那么到底什么程度或者规模的农地流转才会与社会保障之间产生最佳的互促效应呢?这就是本文要回答的问题。本文借鉴 hansen 于 1999 年提出的门槛面板模型,对我国 29 个省市自治区的农地流转与社会保障情况进行分析,以寻求农地流转对农村社会保障的最佳阈值,为农地流转与农村社会保障的互动提供理论依据和现实解释。

二、文献综述与理论分析

(一) 文献综述

在我国,政府出于社会稳定与公平的目的,

[基金项目] 国家自然科学基金项目(71273086);国家自然科学基金项目(71573081);国家自然科学基金项目(71473080)。
[作者简介] 夏玉莲(1986-),女,讲师,博士,研究方向:农业经济。

承担了多数的社会保障供给任务,但是,有众多的因素影响我国农村社会保障的完善,较为一致的观点仍然是认为经济发展水平对社会保障起着决定的作用,也就是社会保障制度要与一个国家或者地区的经济发展水平相适应^[5],转移性收入分配不均和社会保障制度存在漏洞是制约我国农村社会保障发展的重要因素^[6],农村居民消费支出对农村社会保障的作用大^[7-9],社会保障支出的占比与我国城乡差距之间存在显著的正相关关系^[10]。此外,非经济因素,如公共品供给水平、就业水平、家庭结构变化、家庭年纯收入、农村经济基础、农村社会基础、社会文化和心理、人口发展、政治、社会秩序与公平、对村委会的信任度等都是影响社会保障的因素^[11-15]。

近年来,学者们也热衷于研究农地的社会保障功能,高帆提出土地一直是我国农民的一种“隐性”的非正式的保障资源^[16];钟涨宝认为土地是农村社会保障体系的核心,土地的社会保障功能逐渐由单一的生存保障转变为生存保障功能和发展保障功能^[17];王克强认为农民的基本保障需求由土地承担,农地的社会保障效用已占农村土地总效用的51.32%,且通过调查发现农村土地对农民除了具有直接的经济收益功效外,还具有就业保障功效、生活保障功效等^[18-19];王瑜等从土地的经济性质和我国的历史现实分析,认为农村土地具备包括生存保障、就业保障、养老保障等社会保障功能^[20];而徐美银还从区域发展的角度分析了土地保障功能的差异性,认为发达地区农民偏好于土地的财产功能,以社会保障、商业保障为主,而欠发达地区农民偏好于土地的生产功能、保障功能,以家庭保障为主^[21]。

关于农地流转与农村社会保障之间的关系,有学者认为完善的农村社会保障制度是农村土地流转的前提与基础^[22-24],保障水平较高,土地流转意愿较强,保障水平较低,土地流转意愿较弱^[21];也有学者认为通过土地流转能够充分地发挥土地的资本功能,且要以土地资本功能观为导向,对农村社会保障制度重新进行设计^[25-26];还有学者进行了实证分析发现农地流转市场发展程度每提高一个单位,农民愿意选择社会养老

保障方式的概率就增加38.2%^[27],闫小欢等运用tobit模型分析了农村社会保障与土地流转的关系,认为土地的社会保障功能使得依赖于土地的农户更愿意转入土地从事专业化农业生产,农村土地流转面临着很大的制约和困难,最主要的就是农村土地的社保功能难以和土地的生产功能相剥离^[28]。由此可见,农村社会保障与农地流转密切相关。

(二)理论分析

社会保障可以被视之为公共物品或者准公共物品。一直以来,城乡二元性的经济结构导致了我国城乡社会保障结构失衡,农村社会保障供给不足,农村土地进而成为农村社会保障的替代品。经济越发达的地区,土地收入占农民总收入的比重就越小,土地的保障功能降低,农民的社会保障需求旺盛,促使社会保障供给增加;相反的,经济越落后,土地收入占总收入的比重就越大,土地对农民的保障功能就越强,社会保障的需求和供给都减弱,由此,经济发展水平与农村社会保障的完善成正比。据此,可以建立农村社会保障的供给函数和需求函数:

$$\begin{cases} S=s(f,t,o) \\ D=d(y,r,k) \end{cases} \quad (1)$$

其中,S表示农村社会保障的供给;f表示政府的财力,t表示传统保障形式的保障能力,如土地保障能力,o表示其他影响农村社会保障供给的因素;D表示农村社会保障需求,y表示农民的收入水平,r表示农民面临的各种风险,k表示其他影响因素,如土地流转情况,非农就业机会等等。当土地流转后,土地规模收益、流转收入和转移农户的务工收入导致农民的收入结构发生变化,一方面土地对于农地流入方的保障功能提高,但另一方面,流出方的土地依赖程度降低,对其他社会保障品的需求增加。如图1所示,农户流出土地后社会保障需求曲线由D移动到了D',农村社会保障的需求人数增加PP',但社会保障的供给仅为OB,存在BB'的社会保障品供给缺口;随着收入水平地增加,经济水平提高,社会保障的供给也逐渐的增加,由S移动到S',实际的社会保障品供给增加为BB",社会保障需求人数

也增加至 PP”，农村社保达到供求平衡(E点)。

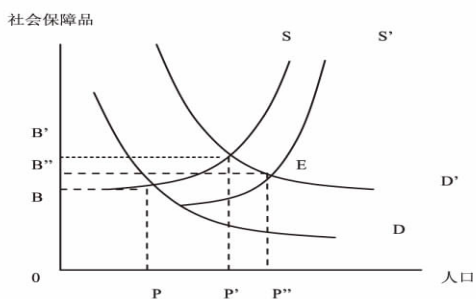


图1 农村社会保障的供求平衡

因此,根据上述的文献综述与理论分析,我们得到以下的研究假说:

假说1:农地流转程度对农村社会保障具有直接的促进效应。由于农地在农村社会保障中的重要作用,农地流转一方面影响农地社会保障的需求,同时也影响着农村社会保障的供给。

假说2:农地流转对农村社会保障的影响效用受制于农地流转所引致的农村经济发展水平。也就是说,缩小城乡收入差距将是消除城乡社会保障二元性的关键所在。

三、模型构建与变量说明

(一)模型构建

基于上述分析,本文构建以下理论模型:

$$SS = F(\text{land}, \text{eco}, \text{fina}, \text{risk}, \text{others}) \quad (2)$$

其中,SS表示农村社会保障水平,本文分别用基本生活保障 SS_1 、就业保障 SS_2 、养老保障 SS_3 以及医疗保障 SS_4 来表示;land表示传统保障形式的保障能力,即土地保障,既影响农村社会保障的供给也影响需求,eco表示经济因素,fina表示政府的财力支持,rsik表示农民面临的各种风险,影响农村社会保障的其他因素,others包括农村人口因素、农村家庭年龄结构、农村家庭规模、农村文化发展水平、农村生活水平等。

当农地流转规模较小时,对农业生产、农村社会经济的影响都不大,只有当土地流转达到一定的量时,农业生产结构以及农民的收入结构才可能发生变化,土地的保障地位也会随之改变,因此,只有当农户经营的农地面积达到一个既定的门槛值时,农村社会保障水平才会发生总量和结构上的突变:土地保障功能集中于部分农户;

流出土地的农户以及放弃农地的农户则会滋生对其他社会保障品的需求,这个门槛值就成为农村社会保障制度改革的关键。因此,在农地流转的早期,规模效应难以发挥且农民就业难以保障,农地流转就可能导致农村社会保障的缺失程度更加严重,农户在门槛值下处于一种尴尬的境地,即无法享受传统的土地保障也无法享受新型的社会保障。因此,式(2)可以转换为式(3)的形式。其中,land为门槛变量,eco为核心变量,r为带估计的门槛值, $I(\cdot)$ 为指示函数,i和t分别表示地区和年份。

$$\begin{cases} SS_{1it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{eco}_{it} I(\text{land}_i \leq r) + \beta_2 \text{eco}_{it} I(\text{land}_i > r) + \alpha_1 \text{fina}_i + \alpha_2 \text{risk}_i + \alpha_3 \text{opt}_i + \alpha_4 \text{peop}_i \\ \quad + \alpha_5 \text{saban}_i + \alpha_6 \text{fami}_i + \alpha_7 \text{edu}_i + \alpha_8 \text{eng}_i + \alpha_9 \text{land}_i + \varepsilon_{1it} \\ SS_{2it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{eco}_{it} I(\text{land}_i \leq r) + \beta_2 \text{eco}_{it} I(\text{land}_i > r) + \alpha_1 \text{fina}_i + \alpha_2 \text{risk}_i + \alpha_3 \text{opt}_i + \alpha_4 \text{peop}_i \\ \quad + \alpha_5 \text{saban}_i + \alpha_6 \text{fami}_i + \alpha_7 \text{edu}_i + \alpha_8 \text{eng}_i + \alpha_9 \text{land}_i + \varepsilon_{2it} \\ SS_{3it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{eco}_{it} I(\text{land}_i \leq r) + \beta_2 \text{eco}_{it} I(\text{land}_i > r) + \alpha_1 \text{fina}_i + \alpha_2 \text{risk}_i + \alpha_3 \text{opt}_i + \alpha_4 \text{peop}_i \\ \quad + \alpha_5 \text{saban}_i + \alpha_6 \text{fami}_i + \alpha_7 \text{edu}_i + \alpha_8 \text{eng}_i + \alpha_9 \text{land}_i + \varepsilon_{3it} \\ SS_{4it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{eco}_{it} I(\text{land}_i \leq r) + \beta_2 \text{eco}_{it} I(\text{land}_i > r) + \alpha_1 \text{fina}_i + \alpha_2 \text{risk}_i + \alpha_3 \text{opt}_i + \alpha_4 \text{peop}_i \\ \quad + \alpha_5 \text{saban}_i + \alpha_6 \text{fami}_i + \alpha_7 \text{edu}_i + \alpha_8 \text{eng}_i + \alpha_9 \text{land}_i + \varepsilon_{4it} \end{cases} \quad (3)$$

(二)变量说明

自改革开放以来农地流转经历了明令禁止阶段(1978-1986年)、解禁阶段(1988-2002年)和合法化阶段(2003年至今),因此文章分析的时间跨度为解禁阶段至今,即1988年-2011年;而空间范围则为29个省、市、自治区,把重庆的数据并入了四川,西藏、香港、澳门三地由于数据的难以获得以及地区发展的特殊性也剔除了。所有数据均来自《新中国60年统计资料汇编》、《新中国农业60年统计资料》以及2009-2012年的《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》、《中国农业统计年鉴》。相关变量的统计性描述如表1所示,各变量通过LLC检验也都是平稳序列。进一步研究发现,各解释变量之间都成弱相关性,相关系数都在0.6以下。

四、实证结果与分析

利用式(3)中的四个模型进行门槛面板估计,检验农地流转对农村社会保障的门槛效应。首先进行门槛效应检验,由表2容易发现,单一门槛、双重门槛和三重门槛均显著,因此,根据三种门槛检验对应的原假设,本文选择三重门槛模型进行分析。

表 1 主要变量的统计性质与单整性

变量	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	LLC 检验
SS ₁	人均生活消费支出占农民家庭人均纯收入	696	0.7818	0.1080	0.3956	1.0640	0.02
SS ₂	城镇登记失业率	696	3.2212	1.0164	0.3000	7.7200	0.00
SS ₃	农村每万人养老机构数	696	0.3743	0.2760	0.0037	4.4828	0.08
SS ₄	每千农业人口医生和卫生员数	696	1.6344	1.2679	0.3300	13.3300	0.03
land	户均经营耕地面积	696	8.7999	7.9984	0.2943	41.6970	0.00
eco	城乡居民收入比	696	2.7039	0.7344	0.2800	5.1200	0.03
fina	支农支出占财政总支出的比重	696	7.9053	3.2241	1.2000	18.2900	0.00
risk	成灾面积占受灾面积的比重	696	50.2057	13.9776	0.0000	100.0000	0.00
opt	乡镇企业就业人数	696	32.7982	28.7631	0.3900	456.8200	0.00
peop	农村人口占比	696	61.8873	17.4125	9.8500	86.8300	0.06
aban	农村劳动力负担比	696	47.9069	10.1060	23.0950	78.8200	0.01
fami	农村户均人口数	696	3.6505	0.7367	0.4700	8.7700	0.00
edu	小学以下文化程度人口占比	696	11.1136	9.5665	0.7000	52.4200	0.00
eng	食物支出中肉类支出占比	696	1.8993	1.6693	0.0100	25.3400	0.00

表 2 门槛效应的检验结果

模型	模型 I			模型 II			模型 III			模型 IV		
	单一 门槛	双重 门槛	三重 门槛	单一 门槛	双重 门槛	三重 门槛	单一 门槛	双重 门槛	三重 门槛	单一 门槛	双重 门槛	三重 门槛
F&P	29.597 (0.000)	25.581 (0.000)	18.519 (0.000)	41.289 (0.000)	11.822 (0.000)	10.374 (0.002)	25.073 (0.000)	12.701 (0.002)	7.640 (0.015)	37.312 (0.000)	17.758 (0.001)	9.477 (0.004)
BS	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000	1000
1%	2.494	2.631	2.592	2.531	2.651	2.727	2.592	2.778	2.706	3.158	2.923	2.715
5%	3.543	3.832	3.799	3.364	3.706	4.149	3.740	4.309	4.404	4.420	4.443	3.794
10%	6.677	6.299	6.198	6.963	7.518	8.544	6.773	8.747	8.992	7.557	8.642	6.336

注:所有数据位保留三位小数后的值,没有四舍五入。

(一) 农地流转的直接效应分析

从估计结果看(见表 3),农地流转变量对生活、医疗保障的边际影响系数显著,分别为 0.0031 和 0.0393,这说明农地对农民的生活和医疗起到了直接的支撑效应,农户可以通过耕种农地或者出租农地获得收入、租金以维持基本生活需求,同时也会预留一部分收入作为医疗支出。而长期以来,我国农村是“养儿防老”,农地流转的养老保障功能是间接性的;而随着农地流转的深入,农地的就业保障也在逐渐地消减,因此,农地流转对就业和养老的保障效应不明显。

(二) 农地流转门槛效应分析

门槛效应检验结果显示,当农地流转后经营面积超过门槛值 3.6190(3.6190-5.5583)时,城乡收入比对生活保障的正向作用提高了 2.20 倍,当超过 5.5853(5.5853-10.4958)时,城乡居民收入比对农户生活保障影响的正向作用又提高了 1.58 倍,当超过第三个门槛值 10.4958 时,城乡居民收入差距对生活保障的边际影响系数开始呈

现下降的趋势,这样的估计结果说明了城乡收入差距对农民生活保障的影响与农地流转的关系密切,呈倒“U”形趋势。农地流转较少的地区,城乡收入差距大,农民的生活保障要求仅在一个较低的水平,主要就是土地保障;随着农地流转规模的扩大,农地适度规模经营和农户务工都促进了农民收入增加,收入差距缩小,农户生活保障增强了;当收入差距缩小到一定的范围内,城乡发展的二元性逐渐地消失,城乡社会保障体系也会逐渐的实现一体化,因而农地流转影响的收入差距对生活保障的影响逐渐减小。

长期以来,我国的农业解决了大量劳动力的就业问题。农地流转之后,农村待转移劳动力增多,农业的劳动力吸纳能力减小;而农地流转中由于我国农地产权的模糊性和不稳定性,农户有可能丧失农地产权,失去土地保障,因此,农地流转影响下的城乡收入对农民就业、养老保障的影响方向是相同的,呈“U”形发展趋势。当农地流转在一定量以下,农地的就业保障最高(<3.1906),

表 3

三重门槛模型的稳健性估计结果

	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV
Fin	0.0012(0.28)	0.0018(0.86)	-0.0083(0.03)	-0.0212(0.19)
Risk	-0.0002(0.36)	0.0042(0.03)	-0.0020(0.00)	0.0023(0.66)
Opt	-0.0002(0.00)	0.0018(0.00)	0.0000(0.94)	-0.0018(0.42)
Peo	0.0004(0.14)	-0.0160(0.00)	0.0004(0.66)	0.0022(0.00)
Aban	0.0022(0.00)	-0.0379(0.00)	0.0043(0.00)	0.0075(0.30)
Fami	-0.0256(0.00)	0.1540(0.01)	0.0111(0.51)	-0.1386(0.02)
Edu	0.0049(0.00)	0.0043(0.49)	0.0013(0.43)	0.0084(0.30)
Eng	0.0022(0.41)	-0.0346(0.19)	-0.0103(0.04)	0.0117(0.54)
Land	0.0031(0.03)	-0.0229(0.15)	0.0025(0.47)	0.0393(0.01)
r1, r2, r3	3.6190, 5.5583, 10.4958	3.1906, 5.7882, 13.7640	1.9754, 7.5958, 8.7780	7.5958, 10.4958, 11.9714
Eco(land≤r1)	0.0148(0.05)	0.3035(0.00)	0.1792(0.00)	-0.0880(0.20)
Eco(r1<land≤r2)	0.0325(0.00)	0.1599(0.03)	0.0719(0.01)	-0.2962(0.00)
Eco(r2<land≤r3)	0.0514(0.00)	0.0385(0.64)	0.0129(0.71)	0.2643(0.12)
Eco(land>r3)	0.0304(0.00)	0.4746(0.00)	0.1080(0.00)	-0.1188(0.21)

注:括号内为 P 值,保留了两位小数。

养老保障也最强(<1.9754),原因在于小规模农地流转多发生在熟人之间,农民的农地权利不易丧失,农民随时可以选择在土地上就业,农业的劳动吸纳弹性大,土地的养老保障功能也不会变化。当农地流转超过这个值,在 3.1906-13.7640 以及 1.9754-8.7780 区间内时,农地流转的就业保障和养老保障都降低了超过一半的幅度并且逐渐消失;这个范围内农地流转频繁,且劳动力市场和养老保障体系建设都具有一定的滞后性,农村劳动力外流冲击劳动力供需市场,失业率提高,土地的养老保障功能逐渐丧失的同时,社会养老保障又没有完善,因此,这个时期是城乡收入差距导致的农村社会保障体系缺失最为明显的时期。但随着农地流转的深化,当超过 13.7640,农业规模化、机械化以及经济的发展重新创造了就业岗位,就业保障重新提高到 0.4746,而此时城乡收入差距缩小,城乡社会保障体系逐渐完善,社会养老保障覆盖到农村。因此,农地流转后如果农村劳动力盲目的外流不仅会导致农业劳动力缺失、冲击城镇劳动力市场,加大农业市场和城镇建设的风险,还会影响经济稳定与发展,因而必须保证农村劳动力的有序流转;而要想促进农地有效流转,消除农田细碎化,促进适度规模经营,就必须完善我国的养老保障,使农民的老有所养并不仅仅依赖农地。

我国农地流转对医疗保障存在非线性的“门槛效应”,只有农地流转门槛值在 7.5958-10.4958

的区间内时,边际影响系数才显著为-0.2962。此时的农地流转虽然使得收入有所增加,城乡收入差距在缩小,但是农户的医疗需求并没得到保障:农地流转后农民进城务工,常年在城市生活,但他们并不能享受和市民相同的医疗服务;同时,由于大量的农民外流,之前生意红火的乡村卫生所的业务受到影响,很多停业了,因此,农民在城市没有条件享受到优惠的医疗服务,回到农村也没有足够的医疗供给。所以,由于医疗的公共产品特性,要提高农村的医疗保障水平,应当依赖政府的政策推动,通过政策引导与倾斜,加大对农民医疗保障的关注与投入,尽快消除医疗保障的城乡二元性。

(三)相关控制变量分析

在引入的八个控制变量中:(1)政府支持和农村生活改善程度都对养老保障起到负效应,边际影响系数为-0.0103和-0.0083,在既定的预期收入水平下,改善生活质量必定降低未来的养老保障;但为什么政府支出也会呈现负效应呢?理论上,政府支农投入增加会改善农民的生活、生产状况,但是暗含着一个假设就是政府的支持程度和人均可得的份额在一个相匹配的水平,虽然政府投入在增加,但农村人口基数庞大,政府投入和九亿多农户之间存在巨大的缺口,因此,结果仍然呈现轻微的负效应。(2)风险因素对就业、养老保障的边际影响系数显著,分别为 0.0042和-0.0020,当经营农田的风险因素增加,

农业的机会成本增加,部分人放弃农业进城务工或自主创业,就促进了就业率;同时,风险因素导致了农民收入的不稳定,养老风险性也提高。(3)就业机会对生活、就业保障的边际影响系数显著,分别为-0.0002和0.0018,就业机会增加一个单位,就业保障就提高0.0018个单位,但农民的生存保障反而降低了-0.0002个单位,随着就业机会的增加,农户接触外界的机会增加,消费需求增加,生活压力也随之增加。(4)农村人口数对就业、医疗保障的边际影响系数显著,分别为-0.0160和0.0122,人口基数越大,需就业的人数越多,竞争越激烈,就业保障也就越小;而人口增加,医疗设备与医务人员的相对数也在上升,从总量上医疗保障水平提高。(5)用农村每一劳动力负担比表征的年龄结构对生活、养老以及就业保障的边际影响系数显著,分别为0.0022、0.0043和-0.0379,负担比越大,老人和小孩占比越多,老人、小孩的消费需求少,小孩越多未来的养老也更有保障,因此呈正向作用;而负担比越大,就业压力越大,就业保障越小,呈负向作用。(6)户均人数对生活、医疗保障为负效应,对就业和养老为正效应,但对养老的正效应不显著,分别为-0.0256、-0.1386和0.1540。户均人数越多,生活消费越大,医疗需求更多,生活和医疗压力增大,因而呈负效应;对就业而言,户均人数越多,就业压力相反较小,若全为独户,则所有人均需就业才能生存,因此每户人数越多,就业弹性越大,社会就业保障也就越大。(7)文化水平只对生活保障的边际影响系数显著,为0.0049,文化水平提高往往也伴随着农户市场经营能力的增强,生存能力增强,生活保障提高,而对于就业、养老及医疗而言,不管文化水平如何变化都存在一个刚性需求,因此影响系数并不显著。

五、结论与政策启示

本文首先从理论上分析了农地流转与农村社会保障之间的相关关系,当土地流转后,农民收入增加,生活水平提高,农民会有新的保障要求,因此,农地流转是促使农村社会保障水平提高的动力之一。通过研究发现:农地流转只对生活 and 医疗保障起到了直接的积极效应,对就业、

养老的直接效应不明显;但是,农地流转通过影响城乡收入对农村社会保障的作用显著,当跨越一定的门槛值时,由于农地产权制度的约束、流转市场的不规范以及经济发展的不均衡等因素,就业和养老保障功能逐渐丧失,但随着农地流转的深化,收入差距缩小,最终将促进城乡社会保障的一体化。因此,本文认为城乡收入差距下的社会保障缺失效应可以通过有效地农地流转来解决,但是必须注意以下几点:

1. 继续确保农地的保障功能,逐步完善农村社会保障体系。由于我国农村社会保障功能严重滞后,城乡二元结构严重,农村社会保障体系的完善必定是一个循序渐进的过程,而农地作为农民最重要的资源、资产和资本,必须在未来一段时间内继续发挥对农户的保障作用。在深化土地保障功能的基础上,依赖农地流转缩小城乡收入差距来促进农村社会保障体系的提升,逐渐实现城乡社会保障体系一体化。农地流转中农地保障功能的充分发挥需要一定的条件:一是农地产权必须明确化、清晰化和稳定化。二是要建立有序、规范的农地流转市场。三是要保障城乡土地、劳动力等要素市场的衔接。四是实现城乡公共服务的均衡投入,加大对农地流转后农民的职业培训以及融资支持。

2. 丰富农地流转参与农村社会保障的方式,保证农村社会保障资金。我国农村社会保障缺失的根本在于资金严重不足。农地流转参与农村社会保障的根本原因是在利用土地的价值收益为农村社会保障体系的建设积累资金,目前,农地流转参与社会保障的主要方式有:农地租金参与社会保障、农地经营权换取社会保障。农民在获得农地流转租金时会预留一部分作为生活、养老以及医疗的支出;而农民通过让渡农地经营权也可以获取社会保障,这两种模式都是农民的行为选择。在农地流转不断深化的背景中,应当强化农地流转后其他经济体以及政府对农村社会保障的投入,一是可以借鉴城镇企事业单位的做法,倡导农业公司、农业合作组织等拿出一部分收益为农民缴纳养老保险、医保等。二是要地方政府的土地财政收益也要让利于农村社会保障

体系建设,拓宽农村社会保障筹资渠道。

3. 建立农户的长效增收机制,消除社会保障的城乡二元性。农村社会保障缺失的重要原因在于城乡发展的二元性,二元性的消除体现在城乡发展的协调与同步,即城乡收入差距的缩小,然而要缩小城乡收入差距,必须为农民增收创造渠道,农地流转就是重要的途径。但是,当农地流转没有达到一定的规模,流入方难以进行适度规模经营,不利于对农地、农业的投入,难以获得农业的机械化、规模化效益。另一方面,规模化的农地流转更稳定、更规范,有利于制定中长期的生产计划,有利于专业化生产与分工,外出务工者也可以签订长期有效的合同,农民的长效增收机制才有可能。因此,农户的长效增收机制才是缩小城乡收入差距、提升农村社会保障的基础。

参考文献

- [1]岳浩永,梁冬,徐文全.基于完善农地流转制度的农村社会保障体制创新[J].农村经济,2005,(10):82-84.
- [2]李雪,陈小伍.促进农地流转与完善农村社会保障的关系探析[J].乡镇经济,2008,24(4):44-48.
- [3]耿永志.农村社会保障与农地制度的关系研究[D].河北农业大学,2010.
- [4]李琼,陈博伦,成红巧.土地流转进程中农村养老保障模式的嬗变及构建[J].湖南科技大学学报(社会科学版),2015,(7):104-108.
- [5]胡传铃.论市场经济条件下农村社会保障制度的改革与完善[J].地方政府管理,1998,(10):23-25.
- [6]王帅男,孙静昕.基于我国城乡收入差距问题探讨农村社会保障制度的建设[J].知识经济,2013,(3):72.
- [7]肖攀,李连友,苏静.农村社会保障对农村居民消费影响的门槛效应与区域异质性——基于面板平滑转换模型的分析[J].软科学,2015,(5):15-19.
- [8]庞加兰.农村社会保障影响农村居民消费的机理、现状与对策[J].山西农业大学学报(社会科学版),2015,(3):217-221.
- [9]索志林,盖华卿.农村社会保障对中国居民消费需求的影响分析[J].学习与探索,2015,(2):116-118.
- [10]徐倩,李放.财政社会保障支出与中国城乡收入差距——理论分析与计量检验[J].上海经济研究,2012,(11):81-88,111.
- [11]余松林.非经济因素对中国农村社会保障影响及其解决的对策探析[J].西北工业大学学报(社会科学版),2007,27(3):25-28.
- [12]汪敏.我国农村社会保障模式选择及影响因素分析[J].武汉理工大学学报(社会科学版),2009,22(1):50-57.
- [13]童星,赵海林.影响农村社会保障制度的非经济因素分析[J].南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2002,39(5):13-19.
- [14]郑建君.农村社会保障的现状及其满意度影响因素分析——基于陕西省汉中市农民群体的实证研究[J].哈尔滨工业大学学报(社会科学版),2014,(11):10-17.
- [15]王悦.农村社会保障满意度及其影响因素分析——基于辽宁省沈阳市沈北新区306户农民家庭的调查[J].社会保障研究,2015,(3):28-33.
- [16]高帆.我国农村土地的保障功能应逐步弱化[J].经济纵横,2003,(6):4-7.
- [17]钟涨宝,狄金华.农村土地流转与农村社会保障体系的完善[J].江苏社会科学,2008,(1):147-151.
- [18]王克强.从地产对农民的生活保障效用谈农村社会保障机制建设的紧迫性[J].社会科学研究,2000,(2):94-97.
- [19]王克强.中国农村集体土地资产化动作与社会保障机制建设研究[M].上海财经大学出版社,2005.
- [20]王瑜,黄蓓,杨翠迎.农地社会保障功能弱化与农村社会保障制度建设[J].农村金融研究,2011,(4):59-62.
- [21]徐美银.土地功能偏好、保障模式与农村土地流转[J].华南农业大学学报(社会科学版),2014,(1):1-10.
- [22]李长健,徐丽峰.完善我国农村社会保障制度研究——基于农村土地流转的前提与基础角度[J].桂海论丛,2010,25(2):106-111.
- [23]张艳.消除我国农地流转障碍的路径分析基于社会保障的视角[J].河北工业大学学报(社会科学版),2010,2(4):21-26.
- [24]张玲,姜溥.从社会保障角度透视我国农地流转[J].中国经贸导刊,2010,(16):91-91.
- [25]王克强.中国农村集体土地资产化动作与社会保障机制建设研究[M].上海财经大学出版社,2005.
- [26]黎翠梅.土地资本化与农村土地保障制度的创新[J].财经论丛,2007,(1):43-47.
- [27]许恒周,金晶.农地流转市场发育对农民养老保障模式选择的影响分析——基于有序 Probit 模型的估计[J].资源科学,2011,33(8):1578-1583.
- [28]闫小欢,霍学喜.农民就业、农村社会保障和土地流转——基于河南省479个农户调查的分析[J].农业技术经济,2013,(7):34-45.

(责任编辑:管仲)