

非农就业、土地的社会保障功能与农地流转*

许庆 陆钰凤

【摘要】农村劳动力非农转移是促进农地流转的必然要求。在非农就业已非常普遍的情况下,农户家庭农地流转发生率却依然偏低。文章利用2012年“中国家庭追踪调查”(CFPS)数据,基于土地的社会保障功能视角从参与非农工作、非农工作稳定、非农就业地点稳定3个维度考察了非农就业对农地流转的影响。研究表明,非农就业有助于弱化土地的社会保障功能,从而促进农地流转。但是,参与非农工作对农地流转的边际效应大于非农工作稳定和非农就业地点稳定,若仅考虑农户家庭是否参与非农工作,忽视非农就业的稳定性问题,会高估非农就业对农地流转的影响,这为现实中农户家庭非农就业参与率高与农地流转发生率低的矛盾提供了重要解释。文章认为,今后在继续转移农村劳动力的基础上,应更加关注劳动力非农就业的质量。

【关键词】非农就业 土地的社会保障功能 农地流转

【作者】许庆 上海财经大学财经研究所,教授;陆钰凤 上海财经大学财经研究所,博士研究生。

一、引言

加快农地流转、实现农地适度规模经营是中国农业的发展方向。改革开放以来,中国农地流转制度经历了从禁止流转到允许流转再到鼓励流转、从单一形式流转到多种形式流转、从无偿流转到有偿流转、从私下流转到市场流转的转变(郭熙保、苏桂榕,2016)。截至2017年6月底,全国家庭承包经营耕地流转面积达4.97亿亩,占家庭承包耕地总面积的36.5%,流转出承包耕地的农户7434万户,占家庭承包农户总数的27.7%^①。

* 本文为国家自然科学基金项目“农地确权对农地流转的影响与应对研究——基于农村劳动力转移的视角”(编号:71673173)的阶段性成果。

① 搜狐网:《农业农村部:2017年年中农村经营管理基本情况报告》(http://www.sohu.com/a/231163371_611279)。

但农地流转率和农地流转发生率^①依然偏低,短期、分散、非正规流转较多,并且近年来农地流转增速明显放缓^②。

多数研究表明,农村劳动力非农转移能够促进农地流转。比如,倾向于外出务工、从事农业生产活动的农户会租出土地(Kung,2002),农户家庭非农就业率提高1%,农村土地流转率将提高16.26%(谭丹、黄贤金,2007),非农就业通过增加异质性农户的农地流入、流出决策的差异从而促进农地流转市场的发育(黄枫、孙世龙,2015)。然而,从现实来看,非农就业对农地流转的正面效应并没有那么明显。据全国农村固定观察点监测数据,2015年参与非农工作的农户(农业兼业户、非农兼业户和非农户)比例已高达90%(张红宇,2018),而截至2017年6月底流转出农地的农户比例仅为27.7%。非农就业对农地流转的正面效应被高估,需要探讨背后的原因。

以往文献主要提供了以下几种解释:(1)从家庭内部分工角度看,当非农就业机会出现后,农户是否流转土地及其家庭经营特征取决于家庭拥有的初始土地资源、家庭劳动者的劳动能力、农业与非农业的综合比较利益等因素,结果可能是尽管存在家庭成员的非农就业,但该家庭却依然经营农地而不进行流转(钱忠好,2008)。(2)从要素替代角度看,非农收入的增加使资本替代劳动成为可能,农户会通过增加购置劳动节约型的机械投入和其他资本投入,有效替代流失劳动力,从而非农就业不一定会促进农地流转(李明艳等,2010)。(3)从非农就业区域角度看,本地非农就业总时间会显著正向影响包括农户是否转出和转出面积在内的农地流转供给决策,但外出从业总时间对农地是否流转和流转面积并不会产生显著影响(李宁等,2018)。

从“理性人”经济假设出发,只有当非农生产的预期收益与土地租金之和超过自己耕种土地所获得的收益时,兼业农户才会选择租出土地(陈飞、翟伟娟,2015)。由于现实中农地流转“零租金”现象普遍存在(陈奕山等,2017),比较而言,非农收入对农户农地转出决策更为重要。当前,农户参与非农工作的比例已很高,农户生计选择日趋多样化,理论上减弱了农户对土地的依赖,从而为农地流转提供了空间。那么,农户仍然不愿意流转土地的原因可能是非农就业不稳定,从而导致非农收入具有不确定性。即农户担心没有稳定的非农就业机会,土地可作为最后的就业回流地,提供家庭生存的基本保障。从现实情况看,非农就业过程中的不确定性,如非农工作经常变动、就业地点频繁改变,加剧了农村劳动力“离农”但没有“离地”、“进城”但没有“弃地”的局面,固化了土地的

① 农地流转率 = 家庭承包耕地流转面积 ÷ 家庭承包耕地总面积; 农地流转发生率 = 流转出承包耕地的农户数 ÷ 家庭承包农户总数。

② 2011~2014年,全国农地流转率与上年相比,分别增长了3.19、3.40、4.46、4.66个百分点。但2015、2016年仅比上年增加2.94、1.70个百分点。以上数据由作者根据2011~2016年《中国农村经营管理统计年报》计算。

社会保障功能。从这个意义上说,农户通过家庭内部分工、要素替代从而继续从事农业生产,皆可视为农户维持土地社会保障功能的重要途径与手段。这就从根本上回答了非农就业对农地流转的正面效应被高估的原因,其中包括两个关键点,即农村劳动力转移后非农就业的稳定性问题及土地的社会保障功能在非农就业对农地流转产生影响过程中的作用,这是本文的研究重点。

面对非农就业不稳定,农户会依赖土地的社会保障功能。这是因为既有城乡居民医疗保险、养老保险等制度存在不充分不平衡、结构不合理等问题。例如,“新农合”制度的给付结构范围与给付水平,以及各级医院的报销水平、起付线、封顶线和药品报销范围存在的地区差异,弱化了这一公共政策的效果(张锦华等,2016)。养老保险的提供也未能从实质上改变土地的社会保障功能(张璋、周海川,2017)。这就导致以土地为中心的非正规保障实质上承担了中国农民的社会保障,农村土地的保障功能是农民在社会保障缺位状态下被迫进行自我保障的一个理性反应(闫小欢、霍学喜,2013)。

基于以上分析,本文在考察非农就业对农地流转的影响时,考虑非农就业的稳定性问题,同时引入土地的社会保障功能变量,重点分析非农就业通过土地的社会保障功能对农地流转产生影响的机制,并进行实证检验。

二、理论分析

考察非农就业通过土地的社会保障功能对农地流转产生影响的机制,理论上需要说明非农就业是如何影响土地的社会保障功能,以及如何通过土地的社会保障功能这一因素影响农地流转的。

任何情况下,能保障人们生活的,不是资源和资产本身,而是从资源和资产里产生出来的“收入”,在逻辑上,土地的利用方式决定着它承担社会保障功能的水平和能力(周其仁,2013)。土地的社会保障功能主要表现为以土地为基础进行农业生产活动所获得的收入,由此满足人类的物质需要和服务需求。农业收入绝对数量及其相对比例的变化,可以反映出土地的社会保障功能是得到加强,还是被弱化、剥离。非农就业是通过影响农业收入绝对数量及其比例进而影响土地的社会保障功能。对于纯农户家庭,农业收入是家庭收入的最主要来源,土地具有极强的社会保障功能。一旦家庭劳动力向非农转移,一方面,直接拓宽了家庭收入来源,非农就业成为增加家庭收入的新渠道,生计选择的多样性降低了农户家庭对土地的依赖程度。另一方面,非农就业收入往往是农业收入的数倍,这就促使家庭中更多的劳动力向非农业转移^①,追求更多的非农收入。由于向非农转移的往往是青壮年劳动力或较高素质的劳动力,老年人继续留守农业领域,这样,农

^① 现实中农村劳动力转移往往是遵循“先夫后妻”模式,即丈夫先向非农转移,然后再带动妻子。

户家庭非农就业对农业劳动生产率和土地产出率均会产生消极影响(钱龙、洪名勇, 2016), 导致农业收入减少, 出现非农收入高、农业收入低的情况, 会弱化甚至剥离土地的社会保障功能。

然而, 非农就业对土地社会保障功能的弱化过程可能是渐进的, 具有复杂性和不确定性。现实中农村劳动力非农工作经常变换、就业地点辗转不定, 都会影响这种弱化效应的实际形成及其大小。一方面农村劳动力非农就业以收入最大化为目的, 非农就业不稳定可能是由于非农收入不被农村劳动力所接受, 因此, 农村劳动力主动更换工作以获得更高的非农收入, 并有可能在赚取了一定收入后回到农村; 另一方面, 部分农村劳动力由于其自身的非农劳动技能不足, 不断被市场淘汰, 导致其只能被动更换工作, 非农就业只是其追求更高收入的暂时选择, 最后极有可能回归农业。无论是哪种情况, 非农就业对弱化土地社会保障功能的作用都是有限的。本文认为, 参与非农工作有利于弱化土地的社会保障功能, 但考虑了非农就业的稳定性问题之后, 非农就业对土地社会保障功能的弱化效应会降低。

随着农村劳动力向非农业转移, 农业收入在农民收入中的比例不断下降, 由原来的主要收入来源变成辅助收入来源, 农地对农民收入所起到的作用在逐渐减弱, 这就为农户流出土地提供了空间(Zhang 等, 2004; 曹亚、陈浩, 2010)。从近年来农村人口流动的家庭化特征看, 农村劳动力转移从丈夫带动妻子, 到逐步实现子女、老人迁移, 土地的社会保障功能明显被弱化, 农户家庭的理性选择是将农地转出以获取土地租金。因此, 弱化土地的社会保障功能, 有利于推动农地流转。

根据上述分析, 本文将对非农就业对农地流转的影响进行实证检验。实证检验分为两个部分, 一是检验非农就业对农地流转的直接影响, 二是验证非农就业通过土地的社会保障功能这一因素对农地流转产生影响的机制。

三、数据来源和变量说明

本文使用 2012 年“中国家庭追踪调查”(CFPS)数据, 该数据主要包括个人、家庭、社区 3 个层面, 内容基本涵盖居民的经济与非经济福利、家庭构成与家庭动态、人口流动、教育、健康等多个方面。“中国家庭追踪调查”自 2010 年正式开展基线调查以来, 目前已进行了 2012、2014、2016 年 3 次追访, 初步形成了跨度为 6 年的面板数据。由于 4 期“中国家庭追踪调查”数据中只有 2012 年数据详细记录了农户土地流转、家庭劳动力非农就业等情况, 尤其是农村劳动力非农工作转换(非农工作份数)、非农就业地点变化等关键信息, 因此本文使用 2012 年数据进行实证分析(以下简称“CFPS2012 数据”)。CFPS2012 数据包含农户 13 315 个, 并与此匹配调查了 35 719 个 16 岁以上的成年人。本文根据研究需要, 剔除了城镇户籍及存在缺漏值的农户, 得到有效农户样本 4 849 个。变

表 1 变量描述性统计(N=4849)

变 量	均值	标准差	最小值	最大值
核心变量				
农地转出	0.0887	0.2843	0	1
参与非农工作	0.4611	0.4985	0	1
非农工作稳定	0.3823	0.4860	0	1
非农就业地点稳定	0.3819	0.4859	0	1
土地的社会保障功能	0.3739	0.4839	0	1
控制变量				
到最近商业中心时间	34.2759	31.5816	1	240
每月耗电量	71.7248	64.4392	1	500
家庭人口数	4.3205	1.8078	1	14
集体分配的土地规模	10.1194	17.5125	0.1	500
“新农合”参与率	0.8780	0.2386	0	1
年龄	49.8449	11.4937	17	82
性别	0.8127	0.3902	0	1
婚姻状况	0.9173	0.2755	0	1
受教育程度	6.4794	4.0019	0	16

量的描述性统计如表 1 所示。

1. 农地流转。农地流转通常包括农地流转决策和农地流转数量两个方面，具体又分为农地转入和转出决策及其数量。由于本文考察的是非农就业通过土地的社会保障功能进而影响农户转出土地的行为决策，侧重于农业劳动力转移后的土地供给问题，因此，本文从农地转出决策层面进行研究。《农村土地承包法》规定，农户通过家庭承包取得的土地承包经营权可以依法采取转包、出租、互换、转让或

者其他方式流转。《中国农村经营管理统计年报》数据显示，2015 年以转包和出租形式流转的土地面积比重分别为 47%和 34.3%，由此可见，转包和出租是农地流转的主要形式。本文将农地出租视为农地转出并加以考察。在 CFPS2012 的农户问卷调查中，询问了受访者“过去一年，您家是否将集体分配的土地出租给了其他人”，本文将有农地出租行为赋值为“1”；没有赋值为“0”。

2. 非农就业。如前所述，忽视非农就业的稳定性问题，可能会高估非农就业对农地流转的影响。就业稳定性的衡量指标，主要包括劳动合同期限、现任企业工作时间、首份工作时长等。鉴于 CFPS2012 数据主要包括受访者过去一年所从事的非农工作份数和每一份非农工作的工作时间、地点等情况，本文从非农工作份数、非农就业地点两个方面考察非农就业的稳定性。综上所述，本文从 3 个维度考察农户家庭的非农就业情况：(1)参与非农工作。在 CFPS2012 的个人问卷中，询问了受访者“过去一年，您是否从事过挣工资的非农工作（不含为其他农户做农活挣钱）”，有非农劳动力赋值为“1”，否则赋值为“0”。(2)非农工作稳定。在 CFPS2012 的个人问卷调查中，询问了非农劳动力“过去一年，您总共从事过几份挣工资的非农工作”，本文将没有换工作赋值为“1”，否则赋值为“0”。(3)非农就业地点稳定。在 CFPS2012 的个人问卷调查中，询问了非农劳动力过去一年所从事的每一份非农工作的工作地点，工作地点划分为 7 个区域：(1)本村（居），(2)本乡（镇、街道）的其他村（居），(3)本县（市、区）的其他乡（镇、街道），(4)本省的其他县（市、区），(5)境内的其他省份，(6)境外（含港、澳、台），(7)网店。本文将没有变换区

域(不管从事几份非农工作)赋值为“1”,否则赋值为“0”。

3. 土地的社会保障功能。非农收入对农业收入的替代可以表示土地社会保障功能的弱化(闫小欢、霍学喜,2013),但非农收入对农业收入的替代存在门槛效应,即非农收入要达到什么水平才能明显弱化土地的社会保障功能?本文假定当农户家庭非农收入大于农业收入时,土地的社会保障功能被弱化^①,赋值为“1”,否则赋值为“0”。根据CFPS2012数据,农户非农收入为家庭中每个非农劳动力的非农收入加总,农业收入为过去一年农户生产的全部种植业产品和林产品(包括自己吃用的)产值、农业补助和退耕还林补助加总。

4. 控制变量。在家庭层面,控制了家庭到最近的商业中心的时间、每月耗电量、家庭人口数、集体分配的土地规模、“新农合”参与率(指家庭成年人的“新农合”参与比例)。在个人层面,CFPS2012问卷中没有涉及户主信息,本文以“家庭重大事件决策人”作为虚拟户主,控制了虚拟户主年龄、性别(男性=1,女性=0)、婚姻状况(在婚且有配偶=1,其他=0)、受教育程度^②。

四、计量检验和结果讨论

(一) 非农就业对农地转出行为的影响检验

根据上文分析,本文设立以下模型检验农村劳动力非农就业对农地转出行为的影响,并采用Probit方法进行模型估计。即:

$$landout_i = \beta_0 + \beta_1 offfarm_i + \beta_2 Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, $landout_i$ 表示第*i*个农户的农地转出行为; $offfarm_i$ 表示第*i*个农户的非农就业情况,包括参与非农工作、非农工作稳定、非农就业地点稳定3个维度,分别以 $offfarmI_i$ 、 $offfarmII_i$ 、 $offfarmIII_i$ 表示; Z_i 为控制变量,包括家庭层面的到最近的商业中心的时间、每月耗电量、家庭人口数、集体分配的土地规模、“新农合”参与率变量,以及个人层面的户主年龄、性别、婚姻状况和受教育程度变量^③; β_0 为常数项, β_1 、 β_2 为待估参数集合, ε_i 为误差项。回归结果如表2所示。

从表2可以看出,参与非农工作、非农工作稳定、非农就业地点稳定均在1%的显著

① 非农收入在什么样的水平上才能明显弱化土地的社会保障功能?往往因人、因地、因时而异。本文定义“当农户非农收入大于农业收入时,土地的社会保障功能被弱化”,虽然存在缺陷,但仍具有一定的适用性和简单易得的优点。

② 定义小学以下、小学、初中、高中(中专、技校、职高)、大专、大学本科的受教育年限依次为0、6、9、12、15、16年。

③ 由于“到最近的商业中心的时间”、“每月耗电量”、“集体分配的土地规模”这3个变量的数量级与其他变量差异较大,故进行对数处理。

表 2 回归结果(N=4849)

变 量	边际效应		
	农地转出	农地转出	农地转出
参与非农工作	0.0295*** (0.0083)		
非农工作稳定		0.0233*** (0.0085)	
非农就业地点稳定			0.0225*** (0.0085)
到最近商业中心的时间	-0.0139*** (0.0046)	-0.0140*** (0.0047)	-0.0141*** (0.0047)
每月耗电量	0.0188*** (0.0048)	0.0187*** (0.0049)	0.0187*** (0.0049)
家庭人口数	-0.0074*** (0.0023)	-0.0067*** (0.0023)	-0.0067*** (0.0023)
集体分配的土地规模	-0.0032 (0.0041)	-0.0032 (0.0041)	-0.0032 (0.0041)
“新农合”参与率	-0.0491*** (0.0149)	-0.0504*** (0.0149)	-0.0506*** (0.0149)
年龄	0.0013*** (0.0004)	0.0013*** (0.0004)	0.0013*** (0.0004)
性别	-0.0279** (0.0114)	-0.0282** (0.0115)	-0.0282** (0.0115)
婚姻状况	-0.0697*** (0.0190)	-0.0707*** (0.0191)	-0.0712*** (0.0191)
受教育程度	0.0032*** (0.0011)	0.0033*** (0.0011)	0.0033*** (0.0011)
Prob>chi2	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R ²	0.0400	0.0383	0.0381

注：括号内数据为标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

性水平上对农地转出行为产生正向影响。进一步分析发现,参与非农工作对农地转出的边际效应明显比非农工作稳定和非农就业地点稳定要大,即在其他因素不变的情况下,农户参与非农工作将使农户的农地转出概率提高 2.95 个百分点,而非农工作稳定将使农户的农地转出概率提高 2.33 个百分点,非农就业地点稳定将使农户的农地转出概率提高 2.25 个百分点。这一结果表明,若仅考虑农户家庭是否参与非农工作,忽视非农就业的稳定性,会高估非农就业对农户农地转出行为的正面效应,为现实中农户家庭非农就业参与率高与农地流转发生率低的矛盾提供了一个重要解释。

在家庭特征对农地转出行为的影响方面,家庭到最近的商业中心的时间越长,意味着农户家庭区位越偏僻,交通相对不便利,经济欠发达,一方面本地非农工作机会较少,另一方面,农户外出获得非农工作机会的难度更大、成本更高,因此农户更倾向于在家从事农业生产,农地转出的概率较低。家庭耗电量是衡量家庭收入水平和生活水平的重要指标之一,家庭每月耗电量越多,往往意味着农户家庭生活水平越高,农户越倾向于转出土地。家庭人口规模与农地转出行为呈负相关,表明家庭人口越多,可分配给农业生产的劳动力越多,抑制了农户转出土地。集体分配的土地规模系数为负,但不显著。此外,“新农合”参与率越高,农户转出土地的概率越低,可能是因为参加“新农合”改善了家庭劳动力的健康状况,使家庭劳动供给更多,而且“新农合”制度的给付结构范围与给付水平的地区差异,可能对农地产生“锁定效应”,导致家庭劳动力继续留在农业生产领域。

在户主个人特征对农地转出行为的影响方面,随着户主年龄的增大,农户转出土地的概率增加。户主受教育程度越高,农户越倾向于转出农地。而男性户主、在婚且有配偶户主会抑制农地转出,从劳动供给的角度来看,可能是因男性户主和在婚有配偶户主使家庭农业生产劳动供给的数量和质量都有所提高。

(二) 非农就业通过土地的社会保障功能对农地流转产生影响的机制验证

本文采用中介效应方法检验非农就业通过土地的社会保障功能这一中介因素对农地流转产生影响的机制。借鉴温忠麟等(2004)及温忠麟、叶宝娟(2014)的做法,用以下回归方程描述变量之间的关系:

$$landout_i = c_0 + c_1 offfarm_i + c_2 Z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$security_i = a_0 + a_1 offfarm_i + a_2 Z_i + \delta_i \quad (3)$$

$$landout_i = b_0 + b_1 security_i + c'_1 offfarm_i + b_2 Z_i + \mu_i \quad (4)$$

其中, $security_i$ 为第 i 个农户家庭土地的社会保障功能,其他变量定义与式(1)相同, c_0 、 a_0 、 b_0 为常数项, c_k 、 a_k 、 b_k ($k=1, 2$) 及 c'_1 为待估参数, ε_i 、 δ_i 、 μ_i 为误差项。式(2)的系数 c_1 表示自变量对因变量的总效应;式(3)的系数 a_1 表示自变量对中介变量的效应;式(4)的系数 b_1 是在控制了自变量的影响之后,中介变量对因变量的效应,系数 c'_1 是在控制了中介变量的影响之后,自变量对因变量的直接效应。中介效应也称间接效应,即系数乘积 $a_1 b_1$ 。

中介效应的检验方法通常包括依次检验法、Sobel 法、Bootstrap 法等,依次检验法是一种间接检验中介效应的方法,Sobel 法和 Bootstrap 法是直接检验中介效应,其核心是系数乘积的检验。采用依次检验法检验中介效应的判断标准为:因变量对自变量回归,系数 c_1 达到显著水平;中介变量对自变量回归、因变量对中介变量和自变量回归,若系数 a_1 、 b_1 达到显著水平,说明中介效应存在。若 a_1 、 b_1 至少有一个不显著,则需要继续进行 Sobel 检验才能确定是否存在中介效应,如逯进等(2018)关于中国人口老龄化对产业结构的影响机制研究。依次检验法比较直观,虽被广泛应用,但饱受争议(方杰等,2012),因此,有文献直接采用 Sobel 法或 Bootstrap 法检验中介效应的存在,如林文声等(2017)关于农地确权对农地流转的影响研究。然而,正如温忠麟、叶宝娟(2014)所指出的,应先进行依次检验,如果发现 a_1 、 b_1 至少有一个不达到显著水平,才需要做 Sobel 检验。如果检验结果均显著,依次检验的结果强于 Bootstrap 法的检验结果。因此,本文首先采用依次检验法检验中介效应。

中介效应效果值最为常见的汇报方式有两种:一是给出中介效应占总效应的比例,即 $a_1 b_1 / c_1$;二是给出中介效应与直接效应的比值,即 $a_1 b_1 / c'_1$ 。但当 $a_1 b_1$ 与 c'_1 的符号相反时, $a_1 b_1 / c_1$ 的值可以大于 1,也可以是负数,甚至小于 -1,显然, $a_1 b_1 / c_1$ 不能表示中介效应占总效应的比例,而 $a_1 b_1 / c'_1$ 也会由于样本量的大小而存在稳定性问题(方杰等,2012)。但

是,无论哪一种方式都不妨碍佐证中介效应。因此,按照以往研究惯例,作为一种参考,本文将给出 a_1b_1/c_1 ,表示中介效应与总效应之比。非农就业通过土地的社会保障功能对农地流转产生影响的机制验证结果如表3至表5所示。

表3 参与非农工作通过土地的社会保障功能影响农地流转的机制验证(N=4849)

变 量	边际效应		
	农地转出	土地社保功能	农地转出
参与非农工作	0.0295*** (0.0083)	0.6260*** (0.0115)	0.0005 (0.0106)
土地的社会保障功能			0.0472*** (0.0119)
到最近商业中心的时间	-0.0139*** (0.0047)	-0.0047 (0.0097)	-0.0139*** (0.0047)
每月耗电量	0.0188*** (0.0048)	-0.0051 (0.0100)	0.0186*** (0.0048)
家庭人口数	-0.0074*** (0.0023)	0.0182*** (0.0046)	-0.0080*** (0.0023)
集体分配的土地规模	-0.0032 (0.0041)	-0.0658*** (0.0085)	-0.0013 (0.0041)
“新农合”参与率	-0.0491*** (0.0149)	-0.1730*** (0.0328)	-0.0434*** (0.0149)
年龄	0.0013*** (0.0004)	-0.0011 (0.0007)	0.0013*** (0.0004)
性别	-0.0279** (0.0114)	-0.0099 (0.0211)	-0.0275** (0.0114)
婚姻状况	-0.0697*** (0.0190)	0.0248 (0.0307)	-0.0697*** (0.0190)
受教育程度	0.0032*** (0.0011)	0.0094*** (0.0022)	0.0023*** (0.0011)
Prob>chi2	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R ²	0.0400	0.3762	0.0462

注:中介效应与总效应之比为1;括号内数据为标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

表4 非农工作稳定通过土地的社会保障功能影响农地流转的机制验证(N=4849)

变 量	边际效应		
	农地转出	土地社保功能	农地转出
非农工作稳定	0.0233*** (0.0085)	0.5160*** (0.0131)	-0.0010 (0.0094)
土地的社会保障功能			0.0482*** (0.0106)
到最近商业中心的时间	-0.0140*** (0.0047)	-0.0055 (0.0093)	-0.0139*** (0.0047)
每月耗电量	0.0087*** (0.0049)	-0.0046 (0.0096)	0.0186*** (0.0048)
家庭人口数	-0.0067*** (0.0023)	0.0342*** (0.0044)	-0.0080*** (0.0023)
集体分配的土地规模	-0.0032 (0.0041)	-0.0546*** (0.0081)	-0.0013 (0.0041)
“新农合”参与率	-0.0504*** (0.0149)	-0.1910*** (0.0316)	-0.0434*** (0.0149)
年龄	0.0013*** (0.0004)	-0.0020*** (0.0007)	0.0013*** (0.0004)
性别	-0.0282** (0.0115)	-0.0063 (0.0203)	-0.0275** (0.0114)
婚姻状况	-0.0707*** (0.0191)	0.0038 (0.0299)	-0.0698*** (0.0190)
受教育程度	0.0033*** (0.0011)	0.0120*** (0.0021)	0.0029*** (0.0011)
Prob>chi2	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R ²	0.0383	0.2525	0.0462

注:中介效应与总效应之比为1.07;括号内数据为标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

表 5 非农就业地点稳定通过土地的社会保障功能影响农地流转的机制验证(N=4849)

变 量	边际效应		
	农地转出	土地社保功能	农地转出
非农就业地点稳定	0.0225*** (0.0085)	0.5300*** (0.0131)	-0.0029 (0.0095)
土地的社会保障功能			0.0493*** (0.0107)
到最近商业中心的时间	-0.0141*** (0.0047)	-0.0072 (0.0094)	-0.0139*** (0.0047)
每月耗电量	0.0187*** (0.0049)	-0.0033 (0.0097)	0.0185*** (0.0048)
家庭人口数	-0.0067*** (0.0023)	0.0338*** (0.0044)	-0.0079*** (0.0023)
集体分配的土地规模	-0.0032 (0.0041)	-0.0549*** (0.0082)	-0.0013 (0.0041)
“新农合”参与率	-0.0506*** (0.0149)	-0.1910*** (0.0317)	-0.0433*** (0.0149)
年龄	0.0013*** (0.0004)	-0.0018** (0.0007)	0.0013*** (0.0004)
性别	-0.0282** (0.0115)	-0.0049 (0.0204)	-0.0275** (0.0114)
婚姻状况	-0.0702*** (0.0191)	-0.0045 (0.0303)	-0.0697*** (0.0190)
受教育程度	0.0033*** (0.0011)	0.0123*** (0.0021)	0.0029*** (0.0011)
Prob>chi2	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R ²	0.0381	0.2651	0.0462

注：中介效应与总效应之比为 1.16；括号内数据为标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

从土地社会保障功能的中介效应检验结果来看,参与非农工作有利于弱化土地的社会保障功能,并在 1%水平上显著,加入了土地的社会保障功能这一中介变量后,弱化土地的社会保障功能在 1%的显著性水平上对农地转出产生正效应。根据中介效应的判断标准可知,在参与非农工作对农地转出行为产生影响的过程中,土地的社会保障功能起到中介作用。同理,在非农工作稳定和非农就业地点稳定对农地转出行为产生影响的过程中,土地的社会保障功能也起到中介作用。这验证了非农就业通过土地的社会保障功能对农地流转产生影响的机制。另外,参与非农工作对弱化土地社会保障功能的边际效应为 0.626,而非农工作稳定对弱化土地社会保障功能的边际效应为 0.516,非农就业地点稳定对弱化土地社会保障功能的边际效应为0.530,进一步证实了若仅考虑农户家庭是否参与非农工作,忽视非农就业的稳定性,会高估非农就业对农户农地转出行为的正面影响。

五、结论和讨论

本文基于土地的社会保障功能视角,从理论上分析了非农就业对农地流转的影响及非农就业通过土地的社会保障功能对农地流转产生影响的作用机制,并利用 2012 年“中国家庭追踪调查”数据进行了实证检验。研究结果表明:(1)农户家庭劳动力非农就业有利于弱化土地的社会保障功能,从而促进农户转出土地。(2)参与非农工作对农地流转、土地社会保障功能的边际效应皆大于非农工作稳定和非农就业地点稳定,若仅关

注农户家庭是否参与非农工作,忽视非农就业的稳定性,会高估非农就业对农地流转的正面作用。结合本文的分析,以下两个问题值得进一步讨论。

第一,促进农村劳动力向非农转移,是推动农地流转从而实现农业适度规模经营的必然要求。本研究证明了农村劳动力非农转移对农地流转的积极作用,但如前所述,当非农就业不稳定时,劳动力转移会对农地流转产生消极作用。那么,今后如何进一步发挥农村劳动力转移对农地流转的积极作用并克服其消极作用? 本文认为,一方面,当前农业领域就业人员规模依然庞大,“过密化”依然存在,2005~2016年《中国农村经营管理统计年报》数据显示,2005年全国农村从事家庭经营且属第一产业的劳动力为23 490.6万人,占农村劳动力总数的47.7%,2016年该群体仍高达21 643.1万人,占比37.7%。因此,继续促进农村劳动力转移从而为农地流转创造空间是必要之举。另一方面,在劳动力转移的过程中,应更加关注农村劳动力转移的质量,不仅包括非农就业稳定性,还应包括非农就业市场劳动需求与劳动供给的匹配度、非农转移劳动力的健康状况及生活满意度等方面。具体可从以下3个方面着手:一是以尊重农村劳动力意愿为原则,加大农村劳动力职业技能培训,提升其非农就业素质;二是积极发挥政府组织引导作用,促进农村劳动力供需对接;三是破除由于现有城乡户籍制度导致的用工市场二元性障碍,为农村劳动力提供公平的非农就业机会及相应的劳动报酬。总之,通过多措并举,扬长避短,实现农村劳动力彻底转移,从而有效促进农地流转。

第二,如何弱化直至最终剥离土地的社会保障功能仍然是一个重大的现实问题,这有赖于不断健全农村社会保障制度。当前,“新农合”、“新农保”制度的覆盖面已经很大,但仍存在诸多问题。就“新农合”制度而言,除了报销比例存在地区差异等问题外,“以大病统筹为主”的保障方式也存在缺陷,会导致逆向选择问题:预期自身健康状况良好的群体参合率低、已得过大病报销的农民继续参合率低。本文通过实证研究发现,“新农合”参与率与弱化土地的社会保障功能、农地转出行为皆成负相关关系,在一定程度上对现有农村社会保障制度的实际效果提出了质疑。基于对改革开放40年社会保障制度发展历程的梳理和总结,郑秉文(2018)提出了未来社会保障改革的4个取向,即社会保障高速度扩张向高质量发展转型、尽快解决社会保障存在的不平衡不充分问题、社会保障顶层设计与供给侧结构性改革中举足轻重、坚持“精算平衡原则”。然而,这是一个渐进的、漫长的过程,也就意味着,以土地为中心的非正规保障在较长一段时期内仍将继续发挥作用。

参考文献:

1. 曹亚、陈浩(2010):《劳动力流迁就业、资本逆向输出与农地流转分析》,《中国人口科学》,第3期。

2. 陈飞、翟伟娟(2015):《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》,《经济研究》,第10期。
3. 陈奕山等(2017):《为什么土地流转中存在零租金?——人情租视角的实证分析》,《中国农村经济》,第4期。
4. 方杰等(2012):《中介效应的检验方法和效果量测量:回顾与展望》,《心理发展与教育》,第1期。
5. 郭熙保、苏桂榕(2016):《我国农地流转制度的演变、存在问题与改革的新思路》,《江西财经大学学报》,第1期。
6. 黄枫、孙世龙(2015):《让市场配置农地资源:劳动力转移与农地使用权市场发育》,《管理世界》,第7期。
7. 李明艳等(2010):《非农就业与农户土地利用行为实证分析:配置效应、兼业效应与投资效应——基于2005年江西省农户调研数据》,《农业技术经济》,第3期。
8. 李宁等(2018):《农户的非农就业区域选择如何影响农地流转决策?——基于成员性别与代际分工的分析视角》,《公共管理学报》,第2期。
9. 林文声等(2017):《新一轮农地确权何以影响农地流转?——来自中国健康与养老追踪调查的证据》,《中国农村经济》,第7期。
10. 逯进等(2018):《中国人口老龄化对产业结构的影响机制——基于协同效应和中介效应的实证分析》,《中国人口科学》,第3期。
11. 钱龙、洪名勇(2016):《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析》,《中国农村经济》,第12期。
12. 钱忠好(2008):《非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释》,《中国农村经济》,第10期。
13. 谭丹、黄贤金(2007):《区域农村劳动力市场发育对农地流转的影响——以江苏省宝应县为例》,《中国土地科学》,第6期。
14. 温忠麟等(2004):《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》,第5期。
15. 温忠麟、叶宝娟(2014):《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》,第5期。
16. 闫小欢、霍学喜(2013):《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》,《农业技术经济》,第7期。
17. 张红宇(2018):《大国小农:走向现代化的历史抉择》,《“三农”决策要参》,第16期。
18. 张锦华等(2016):《新型农村合作医疗制度、土地流转与农地滞留》,《管理世界》,第1期。
19. 张璋、周海川(2017):《非农就业、保险选择与土地流转》,《中国土地科学》,第10期。
20. 郑秉文(2018):《中国社会保障40年:经验总结与改革取向》,《中国人口科学》,第4期。
21. 周其仁(2013):《也谈“土地的社会保障功能”》,《中国乡村发现》,第4期。
22. Kung J.K. (2002), Off-farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China. *Journal of Comparative Economics*. 30:395-414.
23. Zhang Q.F., Qingguo M., Xu X. (2004), Development of Land Rental Markets in Rural Zhejiang: Growth of Off-Farm Jobs and Institution Building. *The China Quarterly*. 180: 1031-1049.

(责任编辑:朱 犁)