

DOI:10.19361/j.er.2019.02.03

地权稳定性与劳动力非农转移

洪炜杰 胡新艳*

摘要: 农地产权具有财产功能和生产功能,两者从相反的路径影响农户劳动力非农转移,两条作用路径的相对强度随着农地制度改革的进程而发生变化,导致地权稳定性如何作用于农村劳动力转移一直存有争议。本文整合农地产权的财产与生产双重功能,构建“2(两种功能)×2(两种权益诉求)×2(两种作用方向)”的分析框架,进而从农地是否调整、调整次数和调整幅度等不同角度分析产权稳定性如何影响农村劳动力的非农转移及其作用机制。研究表明:地权不稳定主要通过弱化农地产权的生产功能而促进劳动力非农转移,从边际效应看,农地“大调整”较“小调整”对劳动力非农转移的促进效果更大;以同县不同镇的农地调整率为工具变量控制内生性后结论依旧稳健。

关键词: 农地产权;非农转移;财产功能;生产功能

一、问题提出

地权稳定性一直被认为是影响发展中国家农业发展的重要因素(Acemoglu et al., 2001)。目前已有大量文献关注了地权稳定性对我国农业投资(钟甫宁、纪月清,2009;黄季焜、冀县卿,2012)以及农地流转市场发育(胡新艳、罗必良,2016)的影响。显然,农业投资和土地要素投入的变化,最终必定通过影响农村劳动力务农收益而影响劳动力转移决策。农村劳动力转移既影响到我国工业化和城镇化发展,又关系到我国农业生产安全及其现代化,所以关于农地产权如何影响劳动力转移,值得学理上给予足够的关注。

通过梳理农地产权稳定性与劳动力转移的相关文献发现:(1)已有主流研究主要立足于土地的财产功能展开分析,指出当农地产权不稳定时,农户往往会采用自己“占有耕种”的行为以捍卫地权,导致劳动力被低效率地锁定于农业生产中,产生抑制农民非农转移的效应(刘晓宇、张林秀,2008;Mullan et al., 2011;Maëlys et al., 2009);事实上,农地具有财产功能和生产功能,两者从相反方向作用于农户劳动力非农转移。进一步地,随着我国农地制度改革的推进,农村承包关系的稳定性不断提高,农民离地失地风险相对得到控制,那么,地权稳定

*洪炜杰,华南农业大学经济管理学院,邮政编码:510642,电子信箱:823954966@qq.com;胡新艳(通讯作者),华南农业大学国家农业制度与发展研究院,邮政编码:510642,电子信箱:huxyan@scau.edu.cn。

感谢国家社会科学基金重点项目“地权界定方式与农地流转效应”(批准号:18AJY017)、国家自然科学基金政策研究重点支持项目“农地确权的现实背景、政策目标及效果评价”(批准号:71742003)、广东省教育厅创新团队项目“中国农地制度改革创新:赋权、盘活与土地财产权益的实现”(批准号:2017WCXTD001)、广东省攀登计划“农地调整如何影响农村劳动力非农转移?”(批准号:pdjha0075)的资助。感谢2017年中国农业经济管理年会以及匿名审稿人的宝贵意见。当然,文责自负。

性对劳动力转移的影响路径和方向是否会发生变化?(2)已有关于地权稳定性的研究大多仅从农地是否调整(0-1 虚拟变量)或调整次数的角度展开,较少从是否调整、调整幅度(大调整、小调整)^①、调整次数三个维度进行综合刻画,由此掩盖了土地调整的现实复杂性及其丰富形态。(3)未特别处理农地产权稳定性(农地调整)与农村劳动力非农转移之间可能存在的内生性问题。内生性问题主要可能源于两者之间的反向因果关系,即劳动力非农转移可能反过来影响农地调整。对于这一问题的解决,依赖于工具变量选择的严谨性和有效性。

基于上述讨论,本文从以下四个方面对已有研究形成补充:首先,整合土地的财产与生产双重功能,构建“2(两种功能)×2(两种权益诉求)×2(两种作用方向)”的分析框架;第二,从农地是否调整、调整幅度、调整次数三个维度的综合角度,验证分析地权稳定性如何影响劳动力非农转移;第三,设计相关计量模型验证地权稳定性与劳动力非农转移之间的作用机制和路径。第四,寻找合适的工具变量,对地权稳定性与劳动力非农转移之间可能存在的内生性问题进行讨论。

二、文献综述与分析框架

早期 Dixon(1950)关注了土地与人口迁移之间的关系,他指出,土地担当着维持生存的必需品以及心理文化财产的双重角色,是人类迁徙的动力机制,将两者之间的关系总结为“人口转移是土地的函数”。但是,即使是物质形态、生产功能完全相同的土地资产,若其所附着的产权权利存在差异,它们就并非同一资产,对农户的生产行为以及要素交易行为产生不同的影响(Furubotn and Pejovich, 1972)。从地权制度角度出发,陈会广和刘忠原(2013)明确指出,农民持有土地的产权稳定性,直接影响农村劳动力转移成本及转移方式,是农户家庭劳动力配置决策的重要决定因素之一。但是,学界对于地权稳定性究竟是“促进”还是“抑制”劳动力非农转移,一直存有争议。争议主要是源于已有研究要么仅强调地权稳定性对土地财产功能的影响,要么仅强调其对土地生产功能的影响。

关注地权稳定性对农地财产功能影响的研究指出,地权稳定性越高,越促进劳动力非农转移(Janvry et al., 2015)。其作用机制是:土地作为一种财产,当产权不稳定的时候,土地持有人不得不花费更多的时间和资源来捍卫和守护地权,抑制劳动力向非农领域的自由流动(Field, 2007; Janvry et al., 2015)。相反,如果地权是稳定和明晰的,土地持有者将减少土地财产保护上所花费的时间和资源,他们不必因守护土地财产而被套牢或锁定于农业生产中,由此释放出更多的劳动力向非农部门转移。国外的 Haberfeld 等(1999)对印度、Janvry 等(2015)对墨西哥的研究支持上述观点,即赋予地权更大的稳定性可以释放农村劳动力,促进劳动力非农转移。

中国作为一个转型经济国家,并没有引入西方的私有农地产权制度。农地属于集体所有,农户的承包经营权是凭借其农村集体成员权身份无偿获得的(罗必良, 2011)。在这种农地产权制度安排下,农民获得的是一种有限排他的不完全地权。而且集体产权存在天然的模糊特征(周其仁, 1995),从而给地方政府和乡村组织干预农民土地权利提供了可乘之机(党国英, 2008)。Holden 和 Yohannes(2002)的调查指出,当农民离农外出打工或将农地摆

^①“大调整”指在村庄集体范围内对农户原已承包的农地全部打乱重新分配;“小调整”指在承包期内对人口变化的农户家庭承包地进行多退少补。

荒时,即使农地处于承包期期限内,也可能被村集体认为是无力耕作而存在被无偿收回的风险。面对这种失地风险,农民理性的相机选择是自己“占有耕种”以捍卫地权,这会导致劳动力被低效率地锁定于农业和农村中,抑制劳动力非农转移。反之,当地权变得稳定时,农户则不再需要通过“占有耕种”行为来稳固地权,他们可以根据劳动力市场信号做出有效的迁移决策,释放出更多的劳动力进行非农转移。刘晓宇和张林秀(2008)、Mullan 等(2011)以及 Maëlys 等(2009)等基于中国数据也证实了上述观点。

另一种分析关注地权稳定性对土地生产功能的影响,指出农地产权稳定性的提高,将抑制劳动力的非农转移。其理论逻辑是:当土地产权稳定时,土地被征收的风险降低,能确保土地使用者享有投资收益而鼓励投资(Besley, 1995);以低成本和合法的方式验证边界而提高土地交易的简便性(Deininger, 2003),有利于土地成为抵押品获取信贷(Soto, 2000),激励投资。这些因素的共同作用将促进农业生产资源配置效率提高,这等同于提高了农业投入的边际收益,推高了非农就业转移的机会成本,从而对劳动力非农转移产生抑制效应。反之,农地产权不稳定意味着在不确定的未来,农户存在失地风险,使得他们没法进行长期的生产安排,造成农业生产投资收益预期不足(Jacoby et al., 2002; Krusekopf, 2002),这相当于对农地征收随机税(Besley, 1995),会倒逼劳动力放弃农地耕种,促进劳动力非农转移。

显然,农地不仅具有财产功能,而且具有生产功能(Nakasone, 2011)。众所周知,改革开放以来,我国农地制度不断朝着稳定承包关系的方向演进,原来抑制劳动力转移所蕴含的制度风险随着改革开放的深入可能发生变化,意味着地权作用于劳动力的路径可能发生变化,不再是单独通过财产功能这一路径,农地的生产功能的作用路径可能也逐渐变得重要,两种路径的综合作用最终决定劳动力转移的方向。因此,仅从地权某一种功能出发进行分析,得出的结论会有失偏颇。本文整合土地的财产与生产双重功能,构建一个“2(两种功能)×2(两种权益诉求)×2(两种作用方向)”的整合分析框架(见图1),从农地是否调整、调整幅度、调整次数三个维度,分析地权稳定性对劳动力非农转移的影响,并验证地权稳定性究竟是通过何种机制影响劳动力流动的。

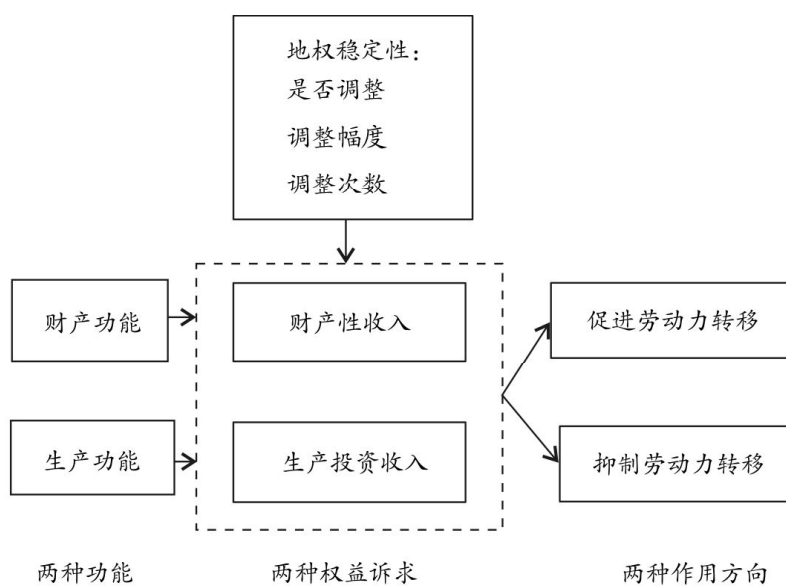


图1 地权稳定性对农户劳动力转移影响的分析框架

三、数据来源、描述统计和模型设置

(一) 数据来源和描述统计

1. 数据来源

本文数据来源于课题组于2015年1-2月进行的全国性大规模入户调查。调查采用的是多阶段分层随机抽样方法。首先,确定样本省份。采用总人口、人均GDP、耕地面积、耕地面积比重、农业人口比重和农业产值比重6个社会经济特征指标,通过聚类分析方法将全国31个省份划分为三类地区。在三类地区中,按照全国东部、中部、西部三大地带划分并兼顾七大地理分区,从三类地区中各抽取3个省份,其中,东部地区为广东、江苏和辽宁三省份,中部地区为河南、江西和山西三省份,西部地区为宁夏、四川和贵州三省份。其次,确定样本县。按照上述聚类指标,将每个样本省份的所有县采用聚类分析法聚为三类,每类中随机抽取2个县展开调查,共调查54个县。最后,确定样本镇、村和农户。在每个县抽取4个镇(其中,在广东、江西各抽取10个样本乡镇),每镇抽取1个村,每村抽取2个自然村,每自然村随机抽取5个农户。调查共发放问卷2880份,回收问卷2838份。根据本文研究需要,剔除部分重要变量缺失的无效问卷后,有效样本为2681个。

2. 描述统计

从表1可知,广东、江西、四川和河南4省份农户的非农转移比例较高,均达到40%以上;九省份农户都经历过不同程度的农地调整,其中,广东、河南、江苏和辽宁4省份的农地产权相对稳定,五年内有调整的农户比例在20%以内。从以县为单位绘制的农地调整、非农就业转移的散点图(见图1)可以发现,尽管总体上大多数县的农地调整比例不高,但是调整依然普遍存在。从图1的拟合曲线可以发现,农地调整和劳动力非农转移之间存在正相关关系,相关系数达到0.354,且在1%的水平上显著。

表1 九省份劳动力非农转移和农地调整的基本情况

省份	广东	贵州	河南	江苏	江西	辽宁	宁夏	山西	四川
非农转移比例	0.450	0.368	0.401	0.392	0.425	0.233	0.224	0.283	0.417
农地调整比例	0.124	0.669	0.048	0.159	0.204	0.059	0.243	0.204	0.224

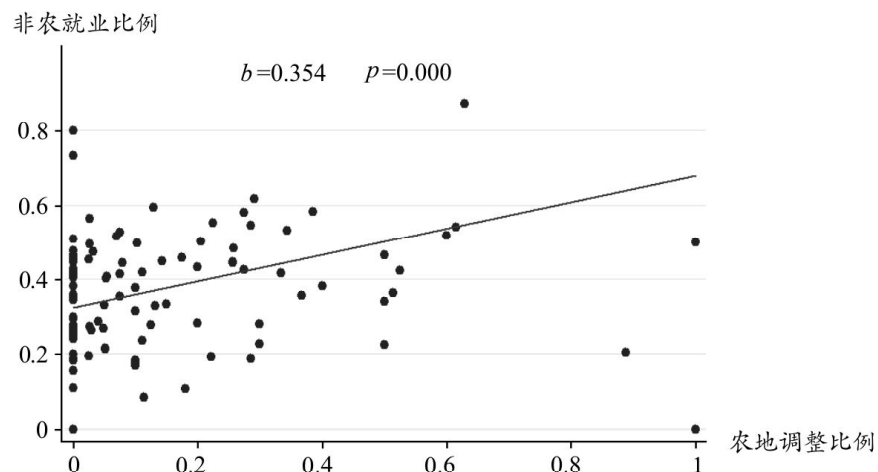


图2 样本县土地调整和劳动力非农转移的关系

进一步将样本农户根据是否调整,并细分为是否经历小调整、大调整,比较农户非农转移比例的组间差异(见表2)。可以发现,目前农地调整更多表现为小调整,其中,近五年至少经历过一次大调整的农户约占4.55%,至少经历过一次小调整的农户约占10.63%。从劳动力转移看,五年内经历过农地调整的农户家庭非农转移比例均值为41.5%,未经历过农地调整的均值为36.9%,两者相差4.6个百分点,在5%的水平上显著;近五年内经历过至少一次小调整的农户非农转移平均比例为39.2%,未经历过调整的农户非农转移平均比例为36.9%,两者相差2.3个百分点,但不具备统计上的显著性。近五年内有大调整的农户家庭非农转移平均比例达到46.9%,没有调整的则为36.9%,两者相差10个百分点,且在1%的水平上显著。由此得到一个初步的判断是,有过大调整的农户,他们将更多劳动力配置到非农部门。但是,有过小调整的农户,即地权不稳定的程度低时,对劳动力转移分配的影响不显著。

表2 农地是否调整、调整方式与劳动力非农转移的组间差异

变量	农地是否调整			农地是否小调整			农地是否大调整		
	没调整	有调整	Diff	没调整	小调整	Diff	没调整	大调整	Diff
非农转移比例	0.369	0.415	-0.046**	0.369	0.392	-0.023	0.369	0.469	-0.100***
样本个数	2 274	407	(0.018)	2 274	285	(0.022)	2 274	122	(0.032)

注:***表示 $p<0.01$, **表示 $p<0.05$, *表示 $p<0.1$, () 中数字为标准误。

(二) 模型设置

基本模型如下:

$$y_i^* = \delta adjust_i + X_i' \beta + u_i$$

被解释变量:首先,采用农户家庭中全职从事非农工作的劳动力(不包括兼业劳动力)占农户总劳动力的比例进行衡量;其次,为了避免测量误差,后文进一步采用包括兼业在内的非农转移劳动力比例进行验证分析。非农转移比例越大,意味着农户分配更多劳动力到非农部门,否则,反之。由于该变量是介于0-1的分数变量,因此采用分数逻辑回归(Fractional Logit Regression, FLR)模型进行估计。

核心解释变量:地权稳定性。首先不区分调整程度,从是否调整以及调整次数维度进行刻画;其次,考虑到不同调整幅度所代表的地权稳定性含义不同,将调整区分为小调整和大调整,从是否经历小调整、大调整以及小调整、大调整次数的维度分析。

控制变量:包括种粮补贴、农地特征、区位特征、家庭特征变量、省份控制变量等,变量赋值及基本情况见表3。

表3 变量赋值及其描述统计(N=2 681)

变量名称		赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	非农转移比例	非农转移劳动力/家庭总劳动力	0.376	0.344	0	1
地权稳定性	农地是否调整	是=1;否=0	0.152	0.359	0	1
	农地是否小调整	是=1;否=0	0.106	0.308	0	1
	农地是否大调整	是=1;否=0	0.046	0.208	0	1
	农地总调整次数	次数	0.197	0.537	0	8
	农地小调整次数	次数	0.145	0.489	0	8
	农地大调整次数	次数	0.051	0.253	0	3
政策补贴	种粮补贴	发放给实际种植者=1;否=0	0.359	0.480	0	1
农地特征	农地流转租金	元/亩	371.094	369.640	0	3180
	人均承包地面积	家庭总承包地面积/家庭总人口	1.666	2.728	0	45
	土壤肥力	从很好到很差五等级	2.729	0.846	1	5

续表 3 变量赋值及其描述统计 (N=2 681)

变量名称		赋值	均值	标准差	最小值	最大值
区位特征	到县城时间	小时	0.960	0.637	0.06	6
	所在县在省的经济发展水平	从很高到很低五等级	3.207	0.813	1	5
家庭特征	家庭总人口	人	4.529	1.859	1	21
	家庭总劳动力	人	3.148	1.293	1	20
	家庭负担比	(16 岁及以下人口+70 岁及以上人口)/家庭总人口	0.213	0.226	0	1
	初中劳动力占比	初中学历劳动力/家庭总劳动力	0.744	0.298	0	1
	妇女劳动力占比	妇女劳动力/家庭总劳动力	0.452	0.177	0	1
	家庭收入水平	1 万元以下=1; 1-3 万元=2; 3-5 万元=3; 5-10 万元=4; 10 万元以上=5	2.666	1.123	1	5
	农业收入占比	农业收入占家庭总收入比例	36.850	33.142	0	100

注: 农地肥沃程度、经济发展水平和家庭收入在下文回归中以虚拟变量进行处理。

四、实证结果及其分析

(一) 农地是否调整和调整次数如何影响劳动力非农转移

表 4 中模型 1-1、模型 1-2 分别用于分析农地是否调整、农地调整次数对劳动力非农转移的影响。从表 4 计量模型结果得到的基本结论是:

(1) 农地调整以及调整次数所表征的地权越不稳定, 越促进劳动力非农转移。模型 1-1 结果中是否调整的系数为 0.171, 在 5% 的水平上显著, 边际效应为 0.037。表明农地调整能够显著促进农户劳动力向非农部门转移, 有过调整的农户非农劳动力的比例比没有调整过的农户平均高 3.7%。模型 1-2 中总调整次数的系数为 0.074, 且在 10% 的水平上显著, 边际效应为 0.016, 调整次数增加 1 次, 非农转移比例平均增加约 1.6%。模型 1-1 和模型 1-2 的结论基本是一致的。

(2) 地权稳定性主要是通过农地的生产功能影响劳动力非农转移的。从前文分析可知, 农地兼具财产功能和生产功能, 从两个相反方向作用于劳动力转移。表 4 计量结果表明, 地权稳定性越低, 越促进劳动力非农转移, 表明地权稳定性主要是通过农地的生产功能影响农户劳动力的非农转移。此结论与刘晓宇和张林秀 (2008)、Mullan 等 (2011)、Maëlys 等 (2009) 不同。本文分析中国农地制度变革及其安排的一些细节特征, 对上述影响机制进行拓展解释和分析。我国农村农地产权制度一直沿着强化农地产权稳定的方向改革, 中共中央《关于一九八四年农村工作的通知》规定农地承包期达到 15 年, 二轮承包期将农地承包期延长到 30 年, 党的十九大明确指出二轮承包后农地承包期顺延 30 年, 赋予了农民更加稳定的承包经营权。从村庄农地分田承包的实践准则看, 农民集体成员权的户籍制度是基本依据 (徐增阳等, 2007)。从现行法律规定看, 只有承包方全家迁入设区的市, 且转为非农业户口的, 农地才可能被收回。否则, 即使承包方全家迁入小城镇落户的, 集体仍然应当按照承包方的意愿, 保留其土地承包经营权或者允许其依法进行土地承包经营权流转。^① 农户家

^①《中华人民共和国农村土地承包法 (2009 年修正)》第二十六条规定, “承包期内, 承包方全家迁入小城镇落户的, 应当按照承包方的意愿, 保留其土地承包经营权或者允许其依法进行土地承包经营权流转。承包期内, 承包方全家迁入设区的市, 转为非农业户口的, 应当将承包的耕地和草地交回发包方。承包方不交回的, 发包方可以收回承包的耕地和草地。承包期内, 承包方交回承包地或者发包方依法收回承包地时, 承包方对其在承包地上投入而提高土地生产能力的, 有权获得相应的补偿。”

庭基于内部分工的需要,通常部分家庭成员外出务工,另一部分留在农村务农(钱忠好,2008),而且,外出务工的农民获得当地户籍的难度往往很大(杨胜利、段世江,2017),因此即使外出务工也较少将户籍迁出集体。可见,农户因担心失去土地而占有耕种农地并非是普遍性事实。但是,村庄进行定时或不定时的农地调整依然普遍,频繁的农地调整会使得农户难以进行长期投资,导致土地的生产功能及其农业经营效率下降,相对降低了农户非农转移的机会成本,由此倒逼农户转向非农部门谋生发展。

其他控制变量系数与预期基本一致。种粮补贴系数为负,在1%的水平上显著,说明种粮补贴增加了种地的净收益,有利于吸引劳动力务农。人均承包地面积的系数为负,在5%的水平上显著,说明人均承包地面积越大,农户会将更多劳动力分配到农业生产中,外出打工谋生的动机越小。土地肥力的系数为负,说明农地越贫瘠的地方,需要互补性投入的农业劳动越多。此外,租金的系数对劳动力非农转移表现出抑制效应,其原因可能在于:租金间接反映了当地务农的收益水平,租金上涨说明当地务农收益的提高。所以可以观察到的现象是,随着租金上涨,劳动力非农转移比例减少。

表 4 农地是否调整及调整次数对劳动力非农转移的影响 (FLR)

变量	非农转移比例			
	模型 1-1		模型 1-2	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
是否调整	0.171 ** [0.037]	0.078		
总调整次数			0.074 * [0.016]	0.038
种粮补贴	-0.256 ***	0.060	-0.256 ***	0.060
农地流转租金	-0.050 ***	0.012	-0.050 ***	0.012
人均承包地面积	-0.053 **	0.023	-0.053 **	0.023
土壤肥力=较好	-0.292 ***	0.108	-0.290 ***	0.108
土壤肥力=一般	-0.068	0.105	-0.070	0.105
土壤肥力=较差	-0.634 ***	0.136	-0.634 ***	0.136
土壤肥力=很差	-0.184	0.205	-0.191	0.206
到县城时间	0.121 **	0.048	0.122 **	0.047
地区发展水平=比较高	-0.043	0.226	-0.033	0.226
地区发展水平=一般	-0.120	0.218	-0.113	0.218
地区发展水平=相对低	-0.176	0.223	-0.167	0.223
地区发展水平=很低	-0.092	0.248	-0.086	0.248
家庭总人口	0.009	0.028	0.008	0.028
家庭总劳动力	0.161 ***	0.039	0.162 ***	0.039
家庭负担比	-0.275 *	0.164	-0.268	0.164
初中劳动力占比	-0.598 ***	0.106	-0.601 ***	0.106
妇女劳动力占比	-0.389 **	0.187	-0.382 **	0.186
家庭收入=1-3 万元	0.048	0.097	0.047	0.097
家庭收入=3-5 万元	0.076	0.104	0.076	0.104
家庭收入=5-10 万元	0.0422	0.111	0.045	0.111
家庭收入>10 万元	0.149	0.137	0.151	0.137
农业收入占比	-0.009 ***	0.001	-0.009 ***	0.001
截距项	0.556 *	0.301	0.548 *	0.301
省份虚拟变量	控制		控制	
观测值	2 681		2 681	

注:***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$,土壤肥力基准组为很好,地区发展水平基准组为很高,家庭收入基准组为小于1万元。[]中的数字为地权稳定性对劳动力转移影响的边际效应值。

(二) 农地小调整、大调整以及调整次数如何影响劳动力非农转移

区分不同类型农地调整进行分析。为了保证不同调整类型农户的对照组都是未经历过调整的农户,在考察小调整时,将经历过大大调整的农户样本剔除;在分析大调整时,将经历过小调整的农户样本剔除。从表 5 计量结果得到的基本结论是:

(1) 农地小调整及其调整次数对劳动力非农转移的影响在统计意义上不显著。从表 5 的模型 2-1 和 2-2 结果可知,是否小调整、小调整次数的系数值分别为 0.138、0.076,边际效应值分别为 0.029、0.016,但是不显著,表明经历了农地小调整对农户劳动力非农转移在统计上不存在显著影响。

(2) 农地大调整及其调整次数所表征的地权不稳定,显著促进劳动力非农转移。模型 2-3 中是否大调整的系数为 0.291,在 5%的水平上显著,边际效应为 0.062,说明有过大大调整的农户比未经历过的农户,劳动力非农转移比例高 6.2 个百分点。模型 2-4 中,大调整次数的系数为 0.184,边际效应为 0.039,在 10%的水平上显著,即在其他条件不变的情况下,平均多经历过一次大调整,农户的非农就业转移比例增加 3.9 个百分点。

总而言之,无论农地如何调整,都会影响到地权稳定性,但是农地大调整方式下农地全部被打乱重新分配,代表着更加不稳定的农地产权状态,易导致农户难以进行长期的农业投资,农业投资的收益预期不稳定,由此拉低非农就业转移的机会成本,显著促进劳动力非农转移。

表 5 农地小调整、大调整以及调整次数对劳动力非农转移的影响 (FLR)

变量	非农转移比例			
	模型 2-1	模型 2-2	模型 2-3	模型 2-4
是否小调整	0.138[0.029] (0.093)			
小调整次数		0.076[0.016] (0.054)		
是否大调整			0.291**[0.062] (0.133)	
大调整次数				0.184*[0.039] (0.107)
截距项	0.521* (0.306)	0.518* (0.306)	0.603* (0.310)	0.602* (0.310)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
观测值	2 559	2 559	2 396	2 396

注:*** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$, () 中数字为稳健标准误, [] 中数字为边际效应。

(三) 关于计量方法和被解释变量设置的讨论

(1) 计量模型设置问题。考虑到劳动力非农转移是一个介于 0 到 1 的连续变量,具有双受限特征的数据,故使用 Tobit 模型进行回归(见表 6 模型 3-1),回归结果与表 4、表 5 的计量结果基本一致。

(2) 被解释变量的设置问题。表 4 模型中被解释变量采用全职外出打工劳动力占家庭总劳动力的比例进行衡量。为了避免测量误差,将被解释变量替换成包含兼业、全职两类劳动力非农转移人数占家庭总劳动力的比例进行分析。回归结果见表 6 模型 3-2,同样可以发现,回归结果与表 4、表 5 基本一致,表明计量结果是稳健的。

表 6 替换模型或被解释变量的回归结果

变量	非农转移比例					
	模型 3-1(Tobit)			模型 3-2(FLR)		
是否调整	0.074 ** (0.032)			0.208 ** (0.083)		
是否小调整		0.055 (0.038)			0.164 * (0.093)	
是否大调整			0.135 ** (0.056)			0.371 ** (0.162)
截距项	0.688 *** (0.129)	0.668 *** (0.131)	0.701 *** (0.133)	2.258 *** (0.342)	2.212 *** (0.347)	2.106 *** (0.351)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2 681	2 559	2 396	2 681	2 559	2 396

注:***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$,()中数字为稳健标准误;模型 3-2 被解释变量包括全职非农和兼业非农劳动力,其他模型被解释变量只包括全职非农劳动力。

(四) 机制检验

上文分析表明,现阶段农地产权不稳定更多地是通过影响农地的生产性功能而影响劳动力非农转移的。如果上述结论成立,意味着农地产权不稳定,农户会减少农业经营中土地、资本等要素的投入,进而进行非农转移。为了检验该机制的存在,本文在模型中加入农户是否转入农地、是否转出农地和农业固定资本三个变量。其中,是否转入农地、是否转出农地是对农户农地要素配置的刻画;农业固定资本是对资本要素的刻画,之所以用固定资本是因为农业固定资本具有专用性特质,一旦投入就难以用于其他用途,所以农户在投入的时候会更加谨慎。如果农地调整会影响农地的生产功能,影响农户对农地长期收益的预期,那么农户则不会轻易投资购买固定资产。

为了检验该路径,按照如下步骤进行:(1)分析不同调整类型是否会影响以及如何影响农地转入、农地转出、农业固定资本价值。(2)分析农地转入、农地转出和农业固定资本价值是否会影响劳动力非农转移。(3)在上述两个步骤的基础上,将显著的中介变量和农地调整变量放在同一个模型中,观察农地调整的效应是否变小或变得不显著,以及中介变量的显著程度,由此验证作用路径是否存在。

表 7 汇报了农地调整对中介变量的影响。从表 7 可以发现,是否调整以及是否小调整会显著提高农户转出农地以及农户转入农地的概率,但对农业固定资产的投入没有显著影响。这可能是因为农地调整降低农地的生产性功能,从而导致农户更多地转出农地,而更多的农地供给会降低农地流转市场的租金价格,从而引起更多的农地转入。结合 Bi-Probit 模型进行回归发现:相对而言,农地是否调整以及农地小调整对农地转出的影响程度要高于农地转入。是否大调整会显著提高农地转出的概率,并同时显著降低农户持有的农业固定资产价值。

表 7 农地调整对中介变量的影响

变量	农地是否转出(Probit)	农地是否转入(Probit)	农业固定资产价值(OLS)
是否调整	0.532 *** (0.073) [0.532]	0.191 ** (0.085) [0.186]	-0.095 (0.207)
是否小调整	0.461 *** (0.085) [0.498]	0.204 ** (0.098) [0.207]	0.194 (0.244)
是否大调整	0.540 *** (0.120) [0.579]	0.114 (0.147) [0.146]	-0.693 ** (0.340)

注:考虑到篇幅问题,表 7 只报告各个回归模型中核心解释变量的系数,其他变量不报告,但是在模型中都进行了控制;***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$,()中数字为稳健标准误,[]中数字为 Bi-Probit 模型的回归系数。

表8用于分析中介变量对劳动力非农转移的影响。考虑到农地流转和劳动力非农转移可能存在内生性(洪炜杰等,2016),故当被解释变量为非农转移比例,解释变量为农地转出或者转入时,使用工具变量法进行回归。对农地流转使用的工具变量是本乡镇农地租赁平均价格^①,该变量直接影响农地流转,但不会直接影响到农户的非农转移^②。可以发现,无论是农地是否转出,农地是否转入或者农业固定资产都会显著影响劳动力非农转移。但是当农地转出和农地转入同时放在同一个模型中或者将三个中介变量放在同一个模型中,发现农地转入变得不显著。故认为农地调整主要是通过农户的农地转出决策和农业固定资产购买决策作用于非农转移的。

表8 中介变量对劳动力非农转移的影响(CMP)

变量	非农转移比例				
农地是否转出	0.890*** (0.256)			0.914*** (0.253)	0.810*** (0.270)
农地是否转入		-0.982* (0.502)		-0.540 (0.495)	-0.449 (0.471)
农业固定资本			-0.040*** (0.003)		-0.048*** (0.007)
截距项	-0.075 (0.294)	0.264 (0.271)	0.770*** (0.108)	-0.115 (0.293)	0.026*** (0.299)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2 681	2 681	2 681	2 681	2 681

注:***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$,()中数字为稳健标准误,第一阶段转出方程的回归系数为0.0007*** (0.0001),转入方程的回归系数为-0.0004*** (0.0001)。

根据表7和表8的回归结果,将显著的中介变量和对应解释变量放在同一个模型中分析作用路径(见表9),发现:中介变量依旧显著,但农地是否调整、是否小调整、是否大调整的系数都不再显著,说明土地调整是通过农地转出决策和农业固定资产购买决策作用于劳动力非农转移的。农地产权不稳定主要是影响农地的生产性功能,导致农业生产要素的投入减少,降低劳动力务农收益,进而促使农户劳动力非农转移。农地产权通过农地生产性功能作用于劳动力非农转移的路径是存在的。

表9 农地产权稳定性如何影响劳动力非农转移(CMP)

变量	非农转移比例		
农地是否转出	0.886*** (0.256)	0.906*** (0.269)	0.729*** (0.278)
农业固定资本	-	-	-0.050*** (0.008)
是否调整	0.036 (0.072)		
是否小调整		0.026 (0.085)	
是否大调整			0.085 (0.123)
截距项	0.072 (0.294)	-0.096 (0.298)	0.146 (0.310)
其他控制变量	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制
观测值	2 681	2 559	2 396

注:***表示 $p<0.01$,**表示 $p<0.05$,*表示 $p<0.1$,()中数字为稳健标准误。为了保证计量结果的稳健性,本文将农地转入放在模型中,发现农地转入不显著,而其他系数和显著程度基本一致,限于篇幅,只报告上表。

①为了降低工具变量和农地流转之间的内生性,计算农地租赁平均价格时,将该农户排除在外。

②程序方面,本文使用的是Roodman给出的stata命令“cmp”,第一阶段使用Probit回归,第二阶段使用FLR,模型设定和说明详见:Roodman (2011)。

(五) 内生性讨论

1. 农地调整和劳动力非农转移之间可能存在的内生性问题

农地调整是指基于公平原则,根据人地关系变化而对农户承包经营权所做的调整(仇童伟、罗必良,2017)。这意味着农地调整和劳动力非农转移之间可能存在内生性。主要表现为两方面:(1)由于人口增减以及农户劳动力非农转移的异质性及其分化,可能会导致“有田没人种”和“有人没田种”的两种极端现象,内生了农地重新调整的需要,即农地调整和劳动力非农转移之间可能呈现相互促进的关系,这会导致表4和表5的核心解释变量即农地调整的系数可能被高估。(2)随着非农转移的增加,意味着农地及其经营收益在农户家庭总收入中的地位降低,农户对通过农地调整所代表的公平重视程度降低,即劳动力非农转移增加会降低农地调整的需求;与此同时,随着非农转移的增加,留守农村的是处于非农就业比较劣势的弱势群体,劳动力非农转移会日渐趋缓,这也可能降低农地调整的需求。这种情况下,会导致表4和表5中核心解释变量即农地调整变量的系数可能被低估。

2. 工具变量选择及其理论依据

本文寻找工具变量以降低可能存在的内生性问题。理论上讲,同镇其他村的农地调整情况会影响到本村农地调整,但与本村劳动力转移不直接相关,是可能的工具变量。但是,考虑到同镇居民之间的社会网络关系强度较高,而非农转移存在羊群效应,同镇其他村的非农就业转移可能会通过羊群效应影响到本村的非农就业转移,而其他村的农地调整与非农就业转移相关,这就会导致其他村的农地调整既和本村农地调整相关,同时又通过其他村的非农就业转移影响到本村的非农就业转移,导致该工具变量非严格外生。基于这种考虑,本文选取同县其他镇的农地调整率作为本村农地调整的工具变量。同一个县农业部门对“三十年不变”政策的执行力度会影响到其管辖内各个村庄农地的调整情况,故同一个县下各个村农地调整之间是相关的,但是其他镇的非农转移情况,不会通过羊群效应影响到本村的劳动力非农转移,即其他镇的农地调整不会通过其非农转移间接影响到本村的非农就业转移。此外,考虑到其他镇的非农就业情况和本村的非农就业情况可能共同受到本地经济发展水平的影响,因此在模型中加入了“到县城时间”和“地区发展水平”两个控制变量。

3. 工具变量法计量结果

利用同县其他镇农地调整比例作为工具变量,结合CMP^①方法进行估计。从第一阶段看,农地调整相关变量的系数都为正,且在1%的水平显著,说明同县其他镇农地调整比例越高,本村农地调整也越频繁,与理论预期相符。从第二阶段的计量结果看,是否调整、总调整次数、是否小调整、小调整次数、是否大调整、大调整次数的系数都为正,且控制内生性后,相对于表4和表5的回归结果,系数变大,显著性也有了明显的提高,说明表4和表5的计量模型低估了农地产权稳定性对劳动力非农转移的影响效应。

^①在第一阶段模型设定中,核心自变量为0-1变量,则设定为Probit,调整次数则设定为Continue。

表 10 工具变量法模型结果 (CMP)

被解释变量	非农转移比例					
	模型 5-1	模型 5-2	模型 5-3	模型 5-4	模型 5-5	模型 5-6
是否调整	0.874 *** (0.255)					
总调整次数		0.763 *** (0.182)				
是否小调整			0.650 *** (0.348)			
小调整次数				1.072 *** (0.265)		
是否大调整					1.162 *** (0.357)	
大调整次数						3.000 *** (0.389)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
第一阶段	是否调整	调整次数	是否小调整	小调整次数	是否大调整	大调整次数
工具变量	1.443 *** (0.165)	0.579 *** (0.077)	1.293 *** (0.179)	0.394 *** (0.057)	1.416 *** (0.266)	0.143 *** (0.034)
观测值	2 538	2 538	2 417	2 417	2 262	2 262

注: *** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$, () 中数字为稳健标准误。

五、结论与讨论

农地兼具财产与生产两种功能决定了农地产权稳定性对农户家庭劳动力分配的影响并非单一的作用逻辑。就财产功能而言,农地产权不稳定,农户为了保护财产,会分配更多劳动力对农地进行“守护”,抑制农民的非农转移;就生产功能而言,农地产权越不稳定,会抑制农户农地的长期投资,倒逼农户将更多劳动力转移到非农部门。所以,农地产权稳定性如何影响劳动力转移并非恒久不变,与不同时期土地制度下的失地风险有着密切的关系;随着我国农地制度改革的深入,两者的关系可能发现变化,需要重新审视。基于此,我们整合土地的双重功能来解决部分争议,化解单一割裂角度的缺陷,构建了一个“2(两种功能)×2(两种权益诉求)×2(两种作用方向)”的整合分析框架,实证测度分析地权稳定性对劳动力非农转移的影响,并验证分析地权稳定性究竟是通过何种机制影响劳动力流动的。研究表明,现阶段地权稳定性主要是通过影响农地的生产功能影响农户劳动力的迁移决策的;在其他条件不变的情况下,随着农地调整频率增加和调整程度变大,对家庭劳动力的配置行为影响也逐步增强,即农地产权越不稳定,农村劳动力越向非农部门转移。进而,本文利用同县其他镇农地调整率作为工具变量,控制内生性后,发现衡量地权稳定性的各个变量的系数增大,验证和强化了上述结论。由此认为:

(1) 农地产权稳定性具有要素生产价值的提升功能。农地产权稳定性提高能够提升农地的生产功能及其效率,在一定程度上增加农户的务农收益,吸引农户向农业分配更多劳动力。从这一角度看,地权稳定在一定程度上可以缓解我国对“谁来种田”的担忧。当

前正在全国范围内铺开的新一轮农地确权,这是在以往改革的基础上,进一步强调农地承包关系的“长久不变”,无疑能够进一步提高农地产权的稳定性,将有利于农地生产性功能的进一步发挥,吸引更多劳动力进入农业部门;并且,通过农地确权的产权稳定性提升信号,可以诱导在非农部门的“弱势群体”回乡创业。从这一角度看,地权稳定性更深层次的含义是,有利于减少人为的农地调整对就业成本收益的扭曲,促使农村劳动力依据比较优势选择务农或非农转移,推进农村劳动力的分工深化。

(2) 研究农地调整引致的要素流动影响效应时,不仅需要从“是否”角度进行二分法的简单刻画,更需要从调整幅度以及次数的角度进行综合分析。本文研究表明,不同幅度的农地调整对农村劳动力非农转移的影响程度是不同的,大调整的影响比小调整更大,这比已有主流研究简单笼统地分析地权稳定性的影响更具针对性和科学合理性。

(3) 从长远发展看,随着具有非农比较优势的劳动力向非农就业市场的转移,由农村劳动力转移对农地调整所衍生的生产资料公平诉求降低;与此同时,随着非农转移的增加,留守农村的是更具务农比较优势的群体,他们进行非农转移的动机相对弱,从而可以预计在没有政策干预下,只要放开非农劳动力市场,农地产权可能会自然趋于稳定。当然,这种产权自然趋于稳定的结果可能是一个较为漫长的过程,需要给予足够的耐心。

参考文献:

1. 陈会广、刘忠原, 2013:《土地承包权益对农村劳动力转移的影响——托达罗模型的修正与实证检验》,《中国农村经济》第 11 期。
2. 党国英, 2008:《中国农村改革与发展模式的转变——中国农村改革 30 年回顾与展望》,《社会科学战线》第 2 期。
3. 洪炜杰、陈小知、胡新艳, 2016:《劳动力转移规模对农户农地流转行为的影响——基于门槛值的验证分析》,《农业技术经济》第 11 期。
4. 胡新艳、罗必良, 2016:《新一轮农地确权与促进流转: 粤赣证据》,《改革》第 4 期。
5. 黄季焜、冀县卿, 2012:《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》,《管理世界》第 9 期。
6. 刘晓宇、张林秀, 2008:《农村土地产权稳定性与劳动力转移关系分析》,《中国农村经济》第 2 期。
7. 罗必良, 2011:《农地产权模糊化: 一个概念性框架及其解释》,《学术研究》第 12 期。
8. 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。
9. 仇童伟、罗必良, 2017:《农地调整会抑制农村劳动力非农转移吗?》,《中国农村观察》第 4 期。
10. 徐增阳、陈玉华、吴小艳, 2007:《户籍制度改革与农村土地制度的变革》,《调研世界》第 1 期。
11. 杨胜利、段世江, 2017:《城市化进程中农民工迁移流动与市民化研究——基于区域协调发展的视角》,《经济与管理》第 2 期。
12. 钟甫宁、纪月清, 2009:《土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资》,《经济研究》第 12 期。
13. 周其仁, 1995:《中国农村改革: 国家与土地所有权关系的变化——一个经济体制变迁史的回顾》,《管理世界》第 3 期。
14. Acemoglu, D.S., S. Johnson, and J. Robinson. 2001. "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation." *The American Economic Review* 91(5):1369-1401.
15. Besley, T. 1995. "Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana." *Journal of Political Economy* 103(5):903-937.
16. Deininger, K. 2003. "Land Policies for Growth and Poverty Reduction." World Bank Publications, The World Bank, No. 15125.
17. Dixon, G. 1950. "Land and Human Migrations." *American Journal of Economics & Sociology* 9(2):223-234.
18. Field, E. 2007. "Entitled to Work: Urban Property Rights and Labor Supply in Peru." *Social Science Electronic*

- Publishing* 122(4):1561–1602.
- 19.Furubotn, E.G., and S.Pejovich.1972.“Property Rights and Economic Theory:A Survey of Recent Literature.” *Journal of Economic Literature* 10(4):1137–1162.
- 20.Haberfeld, Y., R.K.Menaria, B.B.Sahoo, and R.N.Vyas.1999.“Seasonal Migration of Rural Labor in India.” *Population Research & Policy Review* 18(5):471–487.
- 21.Holden, S.and H.Yohannes.2002.“Land Redistribution, Tenure Insecurity and Intensity of Production:A Study on Farm Households in Southern Ethiopia.” *Land Economics* 78(4):573–590.
- 22.Jacoby, H.G., G.Li, and S.Rozelle.2002.“Hazards of Expropriation:Tenure Insecurity and Investment in Rural China.” *The American Economic Review* 92 (5):1420–1447.
- 23.Janvry, A.D., K.Emerick, M.Gonzaleznavarro, and E.Sadoulet.2015.“Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico.” *The American Economic Review* 105(10):3125–3149.
- 24.Krusekopf, C.C.2002.“Diversity in Land Tenure Arrangements under the Household Responsibility System in China.” *China Economic Review* 13 (2–3):297–312
- 25.Maëlys, D.L.R., Q.H.Deng, S.Li, and V.Thomas.2009.“Land Rights Insecurity and Temporary Migration in Rural China.” I.Z.A Discussion Paper No.4668.
- 26.Mullan, K., P.Grosjean, and A.Kontoleon.2011.“Land Tenure Arrangements and Rural–Urban Migration in China.” *World Development* 39(1):123–133.
- 27.Nakasone, E.2011.“The Impact of Land Titling on Labor Allocation:Evidence from Rural Peru.” IFPRI Discussion Papers No.01111.
- 28.Roodman, D.2011.“Fitting Fully Observed Recursive Mixed–Process Models with CMP.” *The Stata Journal* 11(2):159–206.
- 29.Soto, H.D.2000. *The Mystery of Capital: Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else*. London: Bantam Press.

Farmland Rights Stability and Labor Non–Agriculture Migration

Hong Weijie¹ and Hu Xinyan²

(1:College of Economics and Management, South China Agricultural University;

2:National School of Agricultural Institution and Development,
South China Agricultural University)

Abstract: Farmland rights have both property function and production function, which affect rural labor migration through opposite paths. The relative strength of these two paths is changing through the progress of farmland system reform, leading the dispute that how stability of farmland rights contributes to rural labor migration. This paper integrates the dual functions of farmland rights in a framework of “2 (two functions) × 2 (two claims) × 2 (two paths)” to analyze the impact of land right stability on rural labor migration and its mechanism through perspectives of occurrence, frequency and degree of farmland adjustment. The results show that instability of farmland rights can promote rural labor migration by weakening the production function of farmland. By means of marginal effects, we can find that the “major adjustment” is more effective in promoting rural labor migration than the “minor adjustment”. The conclusion is robust after considering endogeneity by employing land adjustment proportion of different towns in the same county as instrument variable.

Keywords: Farmland Rights, Non – Agriculture Migration, Property Function, Production Function

JEL Classification: Q12, Q15, Q18

(责任编辑:彭爽)