

农业经济学刊

JOURNAL OF AGRICULTURAL ECONOMY

张德元 主编

2017年第2期（总第5期）

刘远凤 / 三权分置与农业现代化

仇童伟 / 农民职业分化、风险偏好对农地流转的影响

刘 艳 / 农民住房财产权抵押贷款的试点困境及破解思路

崔宝玉 / 海峡两岸农民合作比较研究

阮建青 张华燕 / 农业产业集群发展中地方政府的作用



社会科学文献出版社
SOCIAL SCIENCES ACADEMIC PRESS (CHINA)

农业经济学刊

JOURNAL OF AGRICULTURAL ECONOMY

2017年第2期（总第5期）

张德元 主编

农业经济学刊

2017年第2期(总第5期)



目 录

主 办

安徽大学中国三农
问题研究中心

安徽大学农村改革与
经济社会发展研究院
(协同创新中心)

编委会

主 编 张德元

副主编 黄祖辉 崔宝玉

编 委 邓大才 刘 奇
杜志雄 张德元
罗必良 姚 洋
常 伟 崔宝玉
黄祖辉 温铁军

编辑部主任 崔宝玉

责任编辑 李 静 高钰玲

农民发展

农民职业分化、风险偏好对农地
流转的影响

——以江西省丘陵地区为例 仇童伟 / 1

西部地区城乡居民养老保险适度性

水平研究 李文军 / 16

农民住房财产权抵押贷款的试点困境

及破解思路 刘 艳 / 25

农民合作

海峡两岸农民合作比较研究

——基于潜在利润的分析视角 崔宝玉 / 31

中国农民专业合作社电子商务产品质量

控制问题研究

——以浙江忘不了柑橘专业合作社为例
..... 夏小雨 刘颖娴 魏勇生 / 43

股权结构对农民专业合作社绩效的影响效应

..... 王文兰 / 52

投稿信箱 cby00662003@aliyun.com

电 话 0551-65108001

农业经济

三权分置与农业现代化

——基于新制度经济学的分析 刘远风 / 63

农业产业集群发展中地方政府的作用:

基于杭白菊产业的研究 阮建青 张华燕 / 75

致作者

投稿给本刊的稿件(论文、图表等)自发表之日起,其网络传播权即授予本刊,有特殊要求者敬请来稿时说明,未声明者,本刊即视为同意。本刊所付稿酬包括刊物内容上网服务报酬,特此说明。谢谢合作!

农产品市场

技术创新视角下生鲜蔬菜流通发展对策研究

——以合肥市为例 姚 升 / 86

安徽省农产品产地批发市场建设研究 蔡书凯 / 99

财税支持对农产品出口的影响研究

——基于185家农业龙头企业的数

据 张 玉 / 106

农民职业分化、风险偏好 对农地流转的影响*

——以江西省丘陵地区为例

仇童伟**

摘要：本文利用江西省2006年和2011年农户调研数据经验检验了经济欠发达地区农民职业分化、风险偏好对农地流转的影响。研究表明，在江西省的丘陵地区，职业分化激励了农户的土地租出行为，风险偏好促进了农户的农地租入和抑制了农地租出行为。此外，职业分化也激励了风险规避型农户的农地转出行为和转入户租入更多的农地。本文认为当前应着力发展非农产业，促进农村剩余劳动力转移；完善农村社会保障体系，加强农户非农技能培训；健全规模经营奖助体系，提高农业经营收益。

关键词：农地流转 职业分化 风险偏好 丘陵地区

一 前言

随着农业产业结构的调整，农地流转作为实现农业适度规模化经营的前提，其基础性作用日益凸显。^[1]目前中央政府也在积极鼓励促进农村土地集中，推动农地形成适度规模。已有研究发现，农地流转在稳定土地收益、解放农村劳动力、下沉公共服务、构建市场机制等方面发挥着重要作用。^[2-5]但是，目前我国农地流转依然面临来自农户家庭特征、^[6]农业兼业化水平、^[7]非农产业发展状况、^[8,9]土地产权制度安全性、^[10-12]交易费用^[13,14]及农地社会保障功能^[15,16]等方面的制约，这些问题造成土地流转规模不大、结构不协调、流转契约不规范等问题。据农业部统计，截至2013年底，全国土地流转总面积为3.4亿亩，占全国耕地总面积的26%，较2008年底提高

* 致谢：本文受到国家自然科学基金项目“农地流转模式、流转契约与农业规模经营模式组合：驱动力、绩效与机制设计”（71373127）的支持，感谢南京农业大学石晓平教授和马贤磊教授对本文研究数据的支持和对文章修改提出的意见。当然，作者文责自负。

** 仇童伟，男，管理学博士，华南农业大学经济管理学院副教授，研究方向：农地制度。

17.1个百分点,但流转形式仍以熟人间流转为主,市场化程度并不高。^[17]这不仅制约了农村发展,还阻碍了农业现代化进程。在农地流转区域比较方面,罗志光(1991)研究认为,过去十几年虽然平原、盆地农村的农业经营研究有了较快发展,但丘陵地区的农村发展相对滞后。丘陵作为平原、盆地和山地的连接地带,既是我国经济较发达和较贫困地区的边缘,又是城市商品经济、盆地农村商品经济向山地和高原推进而实现整个社会商品经济一体化不可逾越的地带。^[18]因此,剖析经济欠发达的丘陵地区农地流转的影响因素不仅有助于推动农地流转和实现农地规模经营,还是能促进区域发展一体化的重要途径。

随着社会经济的发展,非农就业越发成为促进农地流转的重要影响因素,^[19] Yao (2001)、Jin *et al.* (2006)和叶剑平等(2006)认为非农产业发展带动的农业劳动力流转激励了农户农地租出意愿,^[17,20,21]而家庭农业劳动力比重越高,农户越倾向于租入农地,^[17,22]许恒周、石淑芹(2012)也认为农民进入非农行业导致的职业分化激励了农户农地租出的意愿。^[23]因此,职业分化是影响农户土地流转决策的重要因素。^[24,25]此外,许恒周、石淑芹等(2012)认为农民从事的职业不同,面临的风险也不同,从事高风险职业的农民可能和收入水平低的但没有面临风险的农民对土地均有一定的依赖。^[23]① Leonard *et al.* (2001)和 Tu *et al.* (2011)也认为农户公平感或信任感有助于提高农户农地流转行为,^[26,27]而风险降低引致的农地生产性投资可能导致农户租入更多的土地和减少租出。^[28]因此,在考察职业分化对农户农地流转的影响时,农民风险偏好发挥着重要作用。

那么农民职业分化到底是通过什么途径影响农户的农地流转行为?该过程中风险偏好又扮演什么样的角色?鉴于农民职业分化和风险偏好对农地流转可能存在的重要影响,2006年和2011年由荷兰皇家科学研究院和中国科学技术部共同资助的SURE项目“Sustainable Natural Resource Use in Rural China”开展了对江西省鹰潭市和上饶市围绕这一主题的农户的调研,希望能够利用第一手的调查数据分析江西省丘陵地区农民职业分化和风险偏好对农地流转的影响,为完善农地制度改革,推动农地流转提供政策参考。

二 理论基础

借鉴钱忠好^[7,28]对家庭职业分工和农户预期对农地经营规模的影响分析,本文理论上探究了农民职业分化、风险偏好对农地流转的影响。

(一) 职业分化与农地流转

如图1所示,当农业生产的机会成本为 C_2 时(即农业相对于非农行业的收益差异),非农就业率的提高将导致单位土地的劳动力投入量下降,此时的农地边际收益曲线由 MU_2 变为 MU_1 。对于转入户而言,土地租赁面积将由 X_2Q_0 降为 X_1Q_0 (减少 X_2

① 虽然许恒周、石淑芹(2012)提到了农户职业分化可能是通过农户风险认知影响到农地流转行为,但该文并没有通过理论和实证分析风险偏好的具体影响机制。^[23]

X_1)。对于转出户土地租出面积则由 $Q_1 X_2$ 变为 $Q_1 X_1$ (增加 $X_2 X_1$)。因此, 在非农收益较高时, 较高的农民职业能力的分化有助于促使农户降低土地租入行为和增加土地租出行为。

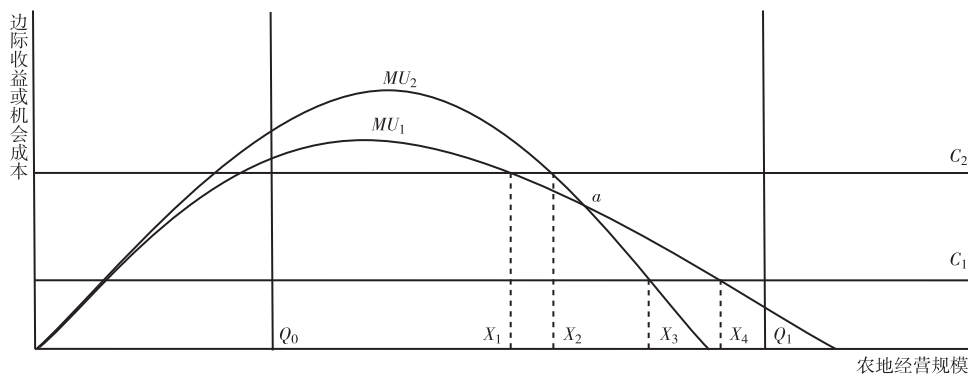


图 1 家庭农业劳动力与农地经营规模

注: 图中横轴表示农地经营规模, 纵轴代表农地经营的边际收益或从事农业生产的机会成本; MU_1 和 MU_2 分别表示家庭农业劳动力较少和较多时的农地边际收益曲线; C_1 、 C_2 分别表示不同水平的非农就业收益 (即农业生产的机会成本) 曲线; Q_0 、 Q_1 表示不同水平的农地初始经营规模; X_1 、 X_2 分别为 $MU_1 = C_2$ 和 $MU_2 = C_2$ 时的农地经营规模, X_3 、 X_4 分别为 $MU_2 = C_1$ 和 $MU_1 = C_1$ 时的农地经营规模; a 为 $MU_1 = MU_2$ 的交点。

考虑一种特殊情况, 当农户从事农业生产的机会成本相对较低时 (即图中的 C_1), 此时职业能力分化同样会带来农业边际收益的降低。但考虑到农业生产的边际收益有大于非农就业收益的趋势, 转入户土地租赁面积将由 $X_3 Q_0$ 升至 $X_4 Q_0$ (增加 $X_3 X_4$)。相应的, 转出户土地租赁面积也将由 $X_3 Q_1$ 降至 $X_4 Q_1$ (下降 $X_3 X_4$)。因此, 在非农收益较低时, 农民职业能力分化反而促使农户增加土地租入和减少土地租出行为^①。

(二) 风险偏好与农地流转

如图 2 所示, 当农户的风险偏好提高时, 农户预期农地边际收益将会由 MU_1 变为 MU_2 。此时, 对于转入户, 农地租入规模将由 $X_1 Q_0$ 变为 $X_2 Q_0$ (增加 $X_2 X_1$)。而对于转出户, 我们发现风险偏好的提高将导致农户的土地租出面积显著减少 (减少 $X_2 X_1$)。因此, 风险偏好提高引致的农业生产性投资效应将提高农户的土地租入和降低农户的土地租出行为。

另一种情况是, 当农民风险偏好提高后, 他们从事非农工作的预期收益将提高,

① 诸培新等 (2011) 研究发现农地流转必须建立在高质量的非农就业上, 此时农地转出才能成为农户的内在需求。对于经济欠发达地区, 低质的非农就业可能促使农户将非农收入投入农业生产, 以降低非农就业的风险和提高家庭收入。^[29]

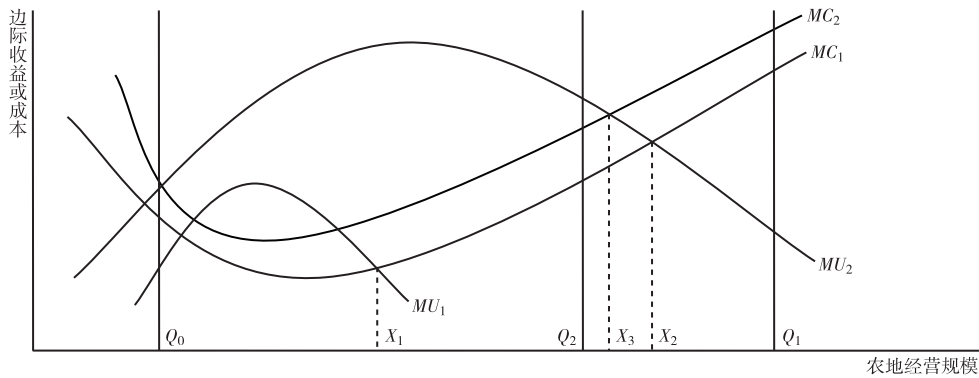


图2 风险认知与农地经营规模

注：图中横轴表示农户农地经营的规模，纵轴表示农地经营的边际收益或边际成本； Q_0 表示转入户初始农地经营规模， Q_1 表示转出户初始农地经营规模； MU_1 和 MU_2 分别表示农户风险偏好下降和提高的农地生产边际收益曲线， MC_1 、 MC_2 分别表示风险偏好提高和降低时的农地生产边际成本。

此时农业生产的机会成本由 MC_1 变为 MC_2 。对于转入户，农地租入面积会相应减少 X_2X_3 。对于转出户，土地租出面积由 Q_1X_2 变为 Q_1X_3 （增加 X_2X_3 ）。换句话说，风险偏好提高将促使农户从事收益较好的行业，风险偏好较低的农户则可能保留并租入土地以降低非农就业的风险。因此，风险偏好的提高可能抑制农地转入和促进农地转出。

因此，综合考虑农户风险偏好提高可能引致农地生产预期收益的增加和非农就业预期收益的提高，风险偏好对农地流转的影响取决于农地经营的预期边际收益与非农收益（从事农业生产的机会成本）的影响大小。

（三）不同风险偏好下农民职业分化对农地流转的影响

当考虑不同的农户风险偏好时，职业分化对农地流转的影响主要取决于预期农地边际收益和非农边际收益的大小。当农户风险规避时，对于转入户，由于具有规模经营经验和流转渠道，加之租入土地可有效规避从事非农工作的风险和实现家庭预期经济收益的最大化，基于家庭分工理论，转入户将租入更多农地。对于转出户，由于土地面积相对较小，加之农地流转渠道不畅及农业技能的弱化，风险偏好较低时，土地经营的边际收益将小于非农就业的收益，尽管面临农业和非农就业预期收益均下降的情况，职业分化仍将促使转出户转出更多的土地以释放家庭劳动力去从事非农工作。

当农户风险偏好水平较高时，对于转入户，职业分化程度的影响取决于农地预期收益和非农收益的差异。对于江西省等丘陵地区而言，由于土地细碎化程度较高，农地经营的难度大及农地市场的通达性较差，导致非农就业的比较优势更为明显，此时转入户将倾向于转出土地从事非农就业。对于转出户，租出土地从事非农就业一方面显化了非农就业的比较优势，另一方面还弱化了农户的农业技能，因此，对于风险偏好较强的转出户，职业能力的分化将激励农户租出土地并从事收益更高的非农工作。

三 样本与模型描述

(一) 样本描述

1. 研究区域

本研究的区域是位于江西省东北部的铅山县、余江县和贵溪市。表 1 比较了 2005 年和 2010 年样本区的经济发展水平。总体来看, 样本区 2005 年、2010 年农村居民人均纯收入均低于全国平均水平, 两年间样本区农业收入占居民家庭收入的比重基本持平, 2010 年也与全国平均水平基本持平。此外, 全国数据显示, 农村居民非农就业率呈现增长趋势, 江西省样本区域与之类似, 已由 2005 年的 52.83% 升至 2010 年的 55.06%。农村居民人均耕地占有量方面, 样本区域与全国范围内大致趋势一致, 但江西省人均耕地量下降更快。

表 1 样本区域与全国农村发展状况对比

指标	2005 年		2010 年	
	样本区 ^a	全国 ^b	样本区 ^a	全国 ^b
家庭人均纯收入(元)	3265	3254.9	5153	5919
农业收入比重(%)	46.37	56.67	47	46
非农就业率 ^c (%)	52.83	22.15	55.06	36
家庭人均耕地面积(亩)	2.65	2.11	1.58	2.28

注: a数据来源于实地调查的样本; b数据来源于国家统计局官网; c此处的非农就业率使用的是家庭非农就业人数占家庭劳动力的比重。

2. 样本选择

本研究的数据来自 2006 年和 2011 年荷兰皇家科学研究院和中国科学技术部共同资助的 SURE 项目“Sustainable Natural Resource Use in Rural China”对江西省鹰潭市和上饶市的农户实地抽样调查。调查目的是为了研究在制度变迁背景下要素市场发育和农户自然资源利用行为之间的关系。样本采用随机抽样方式, 按照一定比例从每一个自然村中随机抽取一定数量的农户。调研内容涵盖农户家庭特征、土地流转、非农就业、农户风险偏好等主题。其中 2006 年, 铅山县、余江县和贵溪市有效样本数分别为 166、98 和 52, 2011 年分别为 162、81 和 99, 总计有效样本量为 658 份(两年样本中包括 170 户相同的农户)。表 2 描述了两个年份样本信息。

表 2 样本描述

年份	转入土地比率(%)	转出土地比率(%)	农民职业分化(%)	风险偏好
2005	35.76	13.29	52.83	5.48
2010	38.44	19.65	55.06	5.63

注: 表 2 中的农民职业分化和风险偏好的衡量标准参见表 3 的变量定义。

如表2所示,2005年、2010年农民转入土地和转出土地的比率均呈现缓慢增加趋势,转出土地的农户数增加比率明显大于转入户,但总体上看发生农地流转的农户比率并不高。此外,农民家庭职业分化程度已由2005年的52.83%升至2010年的55.06%,农民风险偏好在2005~2010年间应该呈现缓慢增加的趋势,这与该地区经济的发展和农民非农就业增多紧密相连。

(二) 模型设定

为检验职业分化、风险偏好对农民农地流转行为的影响,本文识别的基本估计模型为:

$$Y_{it} = a_0 + a_m X_{mit} + a_l N_{lit} + a_p X_{mit} N_{lit} + \sum_{n=1} a_n D_{nit} + \varepsilon_{it} \quad (式1)$$

式1识别了四组模型,模型1: Y_{it} 表示第*i*个农户是否转入农地的二分变量,0表示没有转入农地,1表示转入农地;模型2: Y_{it} 表示第*i*个农户是否转出农地的二分变量,0表示没有转出农地,1表示转出农地;模型3: Y_{it} 表示第*i*个农户农地转入率变量;模型4: Y_{it} 表示第*i*个农户农地转出率变量。 X_{mit} 表示农民职业分化指数, N_{lit} 表示农户的风险偏好指数, $X_{mit}N_{lit}$ 为农民职业分化指数与风险偏好指数的交叉项。 D_{nit} 表示影响农户农地流转的控制变量,包括户主特征、农户家庭特征、区域特征等。 a_0 为常数项, a_m 、 a_n 、 a_l 和 a_p 分别表示方程待估计系数, ε_{it} 表示残差项,并符合正态分布。

考虑到模型1和模型2为二分变量,本文选择时间序列probit模型进行估计;模型3和模型4为连续变量,本文选择时间序列OLS模型进行估计。为克服非平衡面板回归存在内生性问题和检验回归结果的稳健性,文章同时采用混合数据probit模型估计模型1和模型2、采用truncated regress模型估计模型3和模型4。

(三) 变量选择及描述

本文关注的农民农地流转行为包括是否租入土地、是否租出土地及土地流转率。职业分化参照李强(2010)和许恒周等(2012)采取的家庭非农劳动力占家庭劳动力的比重给予衡量。^[19,30]薛凤蕊等(2010)和许恒周等(2012)认为农户家庭劳动力结构是影响农户农地流转意愿的重要因素,^[19,31]但考虑到不同劳动力结构下的农业生产机会成本效应,^[7]本文预期职业分化与农地流转相关性不确定。参照马贤磊(2013),为获得农户风险偏好系数,我们在调查中让农民对五个观点问题^①进行1~10的级别评价,1表示完全不同意该观点,10表示完全同意该观点,其中数值越大表示同意程度越高。^[32]最后通过对五个观点的评价等级数进行平均获得了农民风险偏

① 五个衡量风险偏好的问题分别为:“我从来不会在村里第一个种植一个新品种,因为这样干的风险太大”“如果我发现一个项目很赚钱,即使有赔本的可能我也会借钱进行投资”“我们这里属于不发达地区,如果不冒险,不可能富裕起来”“如果有闲钱,我喜欢买彩票,运气好的话可能会赚很多钱”“由于土地调整,我感觉土地所有权不是很稳定,这影响了我对土地的投资”。

好系数^①。考虑到职业分化和风险偏好系数可能存在内生性，本文利用农民所处自然村庄内其他农民的职业分化和风险偏好的均值替代农户家庭的职业分化程度和风险偏好。

户主特征变量。本文的户主特征变量包括户主年龄、受教育程度、职业、非农就业经历。Lang *et al.* (2014) 和 Masterson (2007) 认为，随着户主年龄的增加，其农业生产精力和体力逐渐下降，^[33,34] 因此本文预期户主年龄与农地转入和转出分别呈负相关和正相关。钟晓兰等 (2013) 及张忠明等 (2014) 认为随着农民受教育程度的增加，他们从事非农就业的可能性更高，租出土地的意愿更强，^[35,36] 但马贤磊 (2013) 认为受教育程度的提高使得农民更易采用新的农业技术，有助于激励农地租入行为。^[32] 因此，本文预期户主受教育程度与农地流转的相关性不确定。现有研究发现家庭成员非农技能对农户土地租入有抑制作用，^[23,37] 本文预测非农就业经历与农地租入呈负相关。而农民长期从事农业生产，经验技能的增长有助于其租入更多的土地，^[33] 本文预期户主从事农业生产将激励农地转入和抑制农地转出。

家庭特征变量。本文的家庭特征变量包括家庭成员受教育水平、农业固定资产。马贤磊 (2013) 认为农户家庭受教育程度有助于农民从事非农工作，抑制农地租入，另外则会提高农地生产收益，激励农地租入，^[32] 故预期家庭成员平均受教育程度与农地流转相关性不确定。考虑到农业资产专用性对农地经营的影响，本文预期家庭农业资产将激励农地转入和抑制农地租出。

土地特征变量。本文的土地特征变量包括家庭地块数、承包地面积、土地肥力、土地坡度。许恒周等 (2012) 发现家庭承包地面积及块数对农地流转影响不显著。^[19] 一方面土地面积越大，农民租入土地的意愿越小，^[38] 另一方面，家庭承包地面积越大，农民租入土地实现规模化经营的意愿更强。^[35] 土地肥力和土地坡度是衡量土地质量的变量，当土地质量较高时，农民对租出土地后土地被滥用的担心将增加。对于转入户，自家土地的质量并不会对土地租入产生影响。因此，本文预期土地质量抑制农地租出，与农地租入相关性不显著。

其他控制变量。为了捕捉各地区未观察到的区域、文化、经济、制度和时间等特征对农户农地流转行为的影响，本文引入了贵溪市、铅山县的区域和 2010 年的时间虚拟变量。本文使用的变量定义及描述见表 3。

四 结果与讨论

(一) 农民职业分化、风险偏好对是否流转的影响

表 4 汇报了农民职业分化、风险偏好对农地流转影响的计量结果，表 5 汇报了农

^① 由于问题“由于土地调整，我感觉土地所有权不是很稳定，这影响了我对土地的投资”为逆向指标，即农户回答数值越大，农户风险偏好也弱，为此，本研究用 11 减去农户评价值，进而将该指标转化为正向指标，即农户回答值越大，农户风险偏好越强。

表3 使用变量定义及描述

变量名称	含义及单位	平均值	标准差	预期分析	
				转入	转出
因变量					
是否转入农地	1 = 转入农地, 0 = 未转入农地	0.372	0.484		
是否转出农地	1 = 转出农地, 0 = 未转出农地	0.166	0.372		
农地流转率	转入户: 农地流转率 = 转入面积 / (转入面积 + 年初经营面积) 转出户: 农地流转率 = 转出面积 / 年初经营面积	0.250	0.308		
主要自变量					
农民职业分化	指家庭中从事非农业就业的劳动力占总劳动力的比重	0.315	0.308	+ / -	+ / -
风险偏好	风险偏好根据农户对五个观点值进行平均加总, 并将低于平均值的记为1, 大于平均值的记为2	1.512	0.500	+ / -	+ / -
户主特征变量					
户主年龄	岁	52.190	10.218	-	+
户主受教育程度	以农户上学年限衡量	5.508	2.827	+ / -	+ / -
户主职业	1 = 从事农业生产, 0 = 从事非农就业	0.792	0.406	+	-
户主非农就业经历	1 = 有非农就业经历, 0 = 无非农就业经历	0.388	0.486	+ / -	+ / -
家庭特征变量					
家庭成员受教育水平	以上学年限衡量	6.026	2.353	+ / -	+ / -
农业固定资产	根据家庭拥有的汽车、拖拉机、打谷机、收割机、脱粒机、水泵、耕牛、马、驴、骡等价值计算	5606.974	8068.73	+	-
土地特征变量					
承包地地块数	块	2.392	1.206	+ / -	+ / -
家庭承包地面积	亩	2.227	0.850	+ / -	+ / -
土地肥力	1 = 瘦, 2 = 中, 3 = 壮	1.949	0.706	+ / -	-
土地坡度	1 = 河边, 2 = 坡地, 3 = 梯田, 4 = 平坦	2.329	1.124	+ / -	-
区域特征变量					
贵溪市虚拟变量	1 = 贵溪市, 0 = 其他	0.297	0.457	+ / -	+ / -
铅山县虚拟变量	1 = 铅山县, 0 = 其他	0.502	0.500	+ / -	+ / -
2010年虚拟变量*	1 = 2010年, 0 = 其他	0.523	0.500	+ / -	+ / -

注: * 2010年虚拟变量仅用于混合数据回归。

民职业分化、风险偏好对农地流转的平均边际影响。如表 5 所示, 职业分化激励了农民的农地租出行为, 风险偏好分别激励了农民的农地租入行为和抑制了农民的农地租出行为。这是因为, 对于转出户, 职业分化显化了农业生产的机会成本并激励农民将更多的劳动力投入非农行业, 从而弱化了他们对土地的需求。对于转入户, 职业分化一方面提高了农业生产的机会成本, 另一方面则会提高单位农业劳动力的比较收益, 两种效应相互抵消。风险偏好方面, 对于转入户, 风险偏好引致的农地投资增加, 加上转入户的规模经营经验和流转渠道共同提高了农业生产的边际收益并激励农民的农地租入行为。转出户则与之相反, 风险偏好越强土地租出越少。

表 4 农民职业分化、风险偏好对农地流转的影响

变量	是否转入农地		是否转出农地		农地转入率		农地转出率	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
主要变量								
农民职业分化	1.264	1.34	1.845 *	1.72	0.164 *	1.66	0.197 **	2.34
风险偏好	1.310	1.54	-0.697	-0.58	0.183 *	1.84	0.122	1.53
农民职业分化* 风险偏好	-2.000	-1.31	0.004	0.00	-0.263	-1.43	-0.339 **	-2.30
户主特征变量								
户主年龄	-0.046 ***	-5.05	0.037 ***	2.86	-0.007 ***	-6.66	0.003 ***	3.47
户主受教育程度	-0.014	-0.43	0.108 **	2.52	0.001	0.32	0.007 **	2.28
户主职业	1.471 ***	5.86	-1.592 ***	-4.26	0.185 ***	6.87	-0.194 ***	-8.06
户主非农就业经历	0.106	0.70	-0.234	-1.29	0.001	0.07	-0.015	-1.05
家庭特征变量								
家庭成员受教育水平	0.011	0.29	-0.021	-0.42	0.001	0.24	0.002	0.49
农业固定资产积(对数)	0.066 **	2.45	-0.031	-1.11	0.010 ***	2.96	-0.005 *	-1.77
土地特征变量								
地块数	-0.015	-0.23	-0.221 *	-1.92	-0.008	-0.94	-0.017 ***	-2.89
承包地面积(对数)	0.094	0.91	-0.084	-0.57	-0.026 **	-2.06	-0.091 ***	-7.93
土地肥力	0.148	1.16	-0.277 *	-1.84	0.020	1.20	-0.062 ***	-5.59
土地坡度	-0.065	-1.01	-0.329 ***	-2.99	-0.021 **	-2.28	-0.039 ***	-6.24
区域特征虚拟变量								
贵溪市虚拟变量	-0.458 *	-1.93	0.479 *	1.83	-0.108 ***	-3.56	0.024	1.07
铅山县虚拟变量	-0.112	-0.53	0.676 **	2.53	-0.012	-0.37	0.064 ***	2.97
常数项	-0.703	-1.03	-1.493 *	-1.67	0.311 ***	3.78	0.429 ***	5.55
观测值	662							

注: *** 表示 1% 水平上显著, ** 表示 5% 水平上显著, * 表示 10% 水平上显著。

表5 职业分化、风险偏好对农地流转的边际影响

变量	是否转入		是否转出		转入率		转出率	
	系数	Z值	系数	Z值	系数	Z值	系数	Z值
职业分化	0.372	0.50	1.847*	1.81	0.047	0.51	0.046	0.64
风险偏好	0.229*	1.55	-0.694***	-2.65	0.041**	1.98	-0.061***	-4.24

注:***表示1%水平上显著,**表示5%水平上显著,*表示10%水平上显著。

农地流转率方面,职业分化对农地流转率无显著影响,风险偏好则分别提高了农民的农地转入率和抑制了农地转出率。这是因为,在江西省丘陵地区,农地流转市场的通达性较差,农户土地租入意愿较低,加之较低的非农就业率导致非农就业对农地流转率影响不显著。风险偏好方面,风险偏好引致的农地投资增加提高了农地边际收益,对于转入户,风险偏好可显化经营经验和渠道优势,提高了农地转入率。对于转出户,风险偏好可弱化农业技能退化和农地租赁的交易成本带来的负面影响,从而抑制农地租出。

其余控制变量方向与预期基本一致。其中需要注意的是转出户受教育程度激励了农户的土地租出,可能的原因是受教育程度越高,农户非农就业的能力越强,导致从事农业生产的意愿更低。家庭农业固定资产与农地转出相关性不显著,主要是因为江西丘陵地区农业生产多以小农经营为主,农业固定资产相对较低(而且很多是通用型资产),因此对农地转出行为影响不明显。扣除其余变量的影响,贵溪市地区的农户的农地租入行为较弱,贵溪市、铅山县的农地租出均较多。

(二) 农民职业分化、风险偏好对农地流转的交叉影响

表6汇报了不同风险偏好水平下农民职业分化对农户农地流转行为的边际影响。可以发现,职业分化对风险偏好型农民是否流转土地影响不显著,但激励了风险规避型农民的农地转出行为。这是因为,对于风险规避型农民,职业分化显化了农业生产的机会成本和弱化了农民的农业生产技能,激励农民从事更具有经验和收益更高的非农工作,有助于激励农地租出。对于风险偏好型农户,职业分化一方面显化了非农就业的比较优势,另一方面还激励了农民对土地的投资,提高了农业生产的边际收益,二者共同导致职业分化对风险偏好型农户是否流转土地影响不显著。

农地流转率方面,职业分化提高了风险规避型农户的农地流转率,但对风险偏好型农户农地流转率无显著影响。这是因为,对于风险规避型农户,一种是具有规模经营经验和流转渠道的农户,职业分化有助于提高他们对农地的投资和实现农业规模及家庭分工效益,激励转入户租入更多农地;另一种是租出土地从事非农工作的农户,由于非农就业显化了非农就业的比较收益和弱化了农民的农业生产技能,职业分化将提高风险规避型转出户的农地转出率。对于风险偏好型农户,与职业分化对农户是否流转土地的影响类似,职业分化一方面显化了非农工作的比较优势,另一方面也激励

了农户的农地投资，提高了农业生产的边际收益，两方面共同作用导致职业分化对风险偏好型农民的农地流转率影响不显著。

表 6 农民职业分化对农地租赁意愿的边际影响

变量	是否转入农地		是否转出农地		农地转入率		农地转出率	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
风险规避	1.264	1.34	1.845 *	1.72	0.164 *	1.66	0.197 **	2.34
风险偏好	-0.736	-0.61	1.849	1.00	-0.098	-0.61	-0.142	-1.16

注：*** 表示 1% 水平上显著，** 表示 5% 水平上显著，* 表示 10% 水平上显著。

(三) 稳健性检验

为检验回归结果的稳健性，表 7 给出了利用 2006 年和 2011 年样本进行混合回归的结果，表 8 给出了职业分化和风险偏好的平均边际影响。比较表 4 和表 7 的非核心变量的回归结果及表 5 和表 8 核心变量的平均边际影响，可以发现除少数变量的显著性存在差异外，大部分变量的方向基本保持一致，说明本文基于非平衡面板数据的回归结果具备稳健性。

表 7 农民职业分化、风险偏好对农地流转的交叉影响

变量	是否转入/probit		是否转出/probit		转入率/truncreg		转出率/truncreg	
	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值	系数	Z 值
主要变量								
农民职业分化	0.786	1.07	1.081	1.21	0.100	0.96	0.156 *	1.72
风险偏好	0.915	1.34	-1.043	-1.02	0.136	1.23	0.052	0.65
农民职业分化* 风险偏好	-1.364	-1.10	0.864	0.48	-0.176	-0.86	-0.205	-1.39
户主特征变量								
户主年龄	-0.036 ***	-5.68	0.028 ***	3.23	-0.007 ***	-6.99	0.003 ***	3.45
户主受教育程度	-0.012	-0.47	0.081 ***	2.63	0.001	0.17	0.006 **	1.90
户主职业	1.201 ***	7.27	-1.256 ***	-6.80	0.200 ***	7.48	-0.194 ***	-8.23
户主非农就业经历	0.101	0.86	-0.198	-1.36	0.005	0.25	-0.017	-1.20
家庭特征变量								
家庭成员受教育水平	0.011	0.35	-0.012	-0.30	0.002	0.46	0.002	0.76
农业固定资产(对数)	0.051 **	2.44	-0.031	-1.42	0.009 ***	2.58	-0.004 *	-1.73
土地特征变量								
地块数	-0.021	-0.410	-0.163 *	-1.88	-0.011	-1.23	-0.017 ***	-2.78
承包地面积(对数)	0.070	0.82	-0.120	-0.97	-0.024 *	-1.82	-0.100 ***	-7.92
土地肥力	0.076	0.78	-0.281 **	-2.26	0.005	0.31	-0.074 ***	-6.13
土地坡度	-0.022	-0.32	-0.162 *	-1.73	-0.006	-0.51	-0.037 ***	-4.18

续表

变量	是否转入/probit		是否转出/probit		转入率/truncreg		转出率/truncreg	
	系数	Z值	系数	Z值	系数	Z值	系数	Z值
区域特征虚拟变量								
贵溪市虚拟变量	-0.334**	-2.03	0.383*	1.83	-0.103***	-3.70	0.026	1.30
铅山县虚拟变量	-0.060	-0.40	0.567***	3.00	-0.004	-0.13	0.067***	3.45
2010年虚拟变量	0.079	0.51	0.353*	1.58	0.043*	1.77	0.015	0.71
常数项	-0.480	-0.90	-1.066*	-1.57	0.333***	3.92	0.484***	6.28
观测值	662							

注:***表示1%水平上显著,**表示5%水平上显著,*表示10%水平上显著。

表8 职业分化、风险偏好对农地流转的边际影响

变量	是否转入		是否转出		转入率		转出率	
	系数	Z值	系数	Z值	系数	Z值	系数	Z值
职业分化	0.052	0.27	0.249*	1.82	0.022	0.22	0.065	0.89
风险偏好	0.059*	1.53	-0.098***	-3.63	0.041**	2.00	-0.059***	-4.23

注:***表示1%水平上显著,**表示5%水平上显著,*表示10%水平上显著。

五 结论与政策建议

(一) 结论

本文利用江西省2006年和2011年农户调研数据经验检验了农民职业分化、风险偏好对农地流转的影响。研究表明:(1)职业分化激励了农户的土地租出行为,但对农户的农地流转率无显著影响;(2)风险偏好一方面激励了农户的农地租入行为及转入户的农地转入率,另一方面抑制了农户的农地租出及转出户的农地转出率;(3)职业分化对风险偏好型农户的农地流转行为影响不显著,但激励了风险规避型农户的农地转出行为和转入户的农地转入率。

(二) 政策建议

(1) 发展非农产业,促进农村剩余劳动力转移。已有研究发现第二、第三产业的发展能有效促进农村劳动力流动,实现农地的流转和最优配置。本文同样发现,农户农地流转行为受到农业生产机会成本的制约。当农业生产的机会成本增加时,农户倾向于减少农地持有面积而将更多的劳动力投入第二、第三产业以实现家庭分工收益。因此,为实现农地规模化经营,需通过发展第二、第三产业,提高非农就业的比较收益以促进农村剩余劳动力的自发转移。

(2) 完善农村社会保障体系,加强农户非农技能培训。本文发现农民风险偏好

水平的提高能够推动农地租出行为的发生。因此,在农村社会保障体系建设中,应提高农民风险抵御能力和加强农民的非农技能培训,一方面促进农户适当退出农业经营,另一方面也能促使农户从事非农工作,达到农村社会的合理化分工。

(3) 健全规模经营奖助体系,提高农业生产经营收益。为实现丘陵地区农地的适度规模化经营,必须培育一批从事农业生产新型经营主体。本研究发现风险偏好与农户农地租入行为正相关,职业分化也促进了风险规避型农户的农地租入行为。这一方面要求建立健全规模经营奖助体系,降低农业经营的风险,另一方面必须明确农业仍是农户规避风险的主要途径,只有提高农业比较收益,弱化农地的社会保障功能,才能从根本上实现农业经营的规模化和产业化。

参考文献

- [1] 刘凤芹:《农业土地规模经营的条件与效果研究:以东北农村为例》,《管理世界》2006年第9期。
- [2] 刘克春:《国外关于农地流转的理论研究与启示》,《经济学家》2008年第6期。
- [3] 胡初枝、黄贤金、张力军:《农户农地流转的福利经济效果分析——基于农户调查的分析》,《经济问题探索》2008年第1期。
- [4] 吴晓燕、李赐平:《农地流转与基层社会治理机制:成都例证》,《改革》2009年第12期。
- [5] 洪名勇:《欠发达地区的农地流转分析——来自贵州省4个县的调查》,《中国农村经济》2009年第8期。
- [6] 宋辉、钟淑宝:《基于农户行为的农地流转实证研究——以湖北省襄阳市312户农户为例》,《资源科学》2013年第5期。
- [7] 钱忠好:《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》2008年第10期。
- [8] Kung, JK., “Off-Farm Labor Market and the Emergence of Land Rental Market in Rural China,” *Journal of Comparative Economics*, 2002, Vol. 30.
- [9] 许恒周、郭忠兴:《农村土地流转影响因素的理论及实证研究——基于农民阶层分化与产权偏好的视角》,《中国人口、资源与环境》2011年第3期。
- [10] 钱忠好:《农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境:理论与政策分析》,《管理世界》2002年第6期。
- [11] Ma, X., N. Heerink, E. van Ierland & F. Qu., *Perceived Tenure Security, Trust and Land Rental Markets in China*. 4th. CAER-IFPRI Annual International Conference Transforming China's Agricultural and Rural Sector: Challenges and Solutions, 2012.
- [12] 钟文晶、罗必良:《禀赋效应、产权强度与农地流转抑制——基于广东省的实证分析》,《农业经济问题》2013年第3期。
- [13] 罗必良、李尚蒲:《农地流转的交易费用:威廉姆森分析范式及广东的证据》,《农业经济问题》2010年第12期。
- [14] 何一鸣、罗必良:《农地流转、交易费用与产权管制:理论范式与博弈分析》,《农村经济》2012年第1期。