农村土地租赁市场的福利效应

解 垩

（山东大学 经济学院，山东 济南 250199）

摘 要： 利用中国家庭动态跟踪调查（CFPS）五次调查的农户面板数据，分析中国农村土地租赁市场的发展趋势、动因，基于面板固定效应模型研究土地租赁市场对家庭收入、消费及贫困的效应，在考虑贫困持续时间的非参数 Kaplan-Meier 模型及 COX 生存模型中对土地租赁的减贫效应进行再考察。结果显示：2010—2018 年农村家庭参与土地租赁的比例每个时期均维持在 25% 左右；农业生产能力较强的农户更倾向于租入土地，农业生产能力强的农户更不愿意租出土地，但农业生产能力变量并没有表现出统计显著性，土地租赁市场并不能提高效率，土地租赁市场将资源从土地相对丰富的家庭转移到土地相对贫困的家庭，说明农村土地出租市场促进了平等；租入土地的收入增加效应主要集中在收入分布的中下端，租出土地增加了消费中位数家庭的消费，但租出土地使得富裕家庭的消费下降，租入土地只对东部地区的收入产生显著的正向作用，尽管土地租赁市场的收入、消费效应具有分布、地区的异质性特点，但土地租赁对全部样本的收入、消费、贫困均无显著影响；基于生存模型结论也显示土地租赁市场对减贫没有显著作用。

关键词： 农村土地；租赁市场；土地租赁；福利；减贫效应；家庭收入

中图分类号： F323.8　　**文献标识码：** A　　**文章编号：** 1672－0202（2022）01－0093－12

一、引言

土地是发展中国家农村家庭重要的生产性生计资产之一，主要有两个原因。第一，它被用作农业生产的投入，农业生产是家庭收入的主要来源。第二，土地可用作生产活动及其他需求贷款或资本的抵押品[1]。土地的使用、拥有和转让方式对生产力、公平、福利、市场整合、经济多样化和增长具有至关重要的意义[2]。包括中国在内的发展中国家农村土地租赁市场的出现，改善了土地的可及性，扶贫攻坚背景下亟须对土地租赁市场的减贫效应进行评估。

农村土地租赁市场可能通过三种主要渠道影响农户：公平、效率和农业收入。文献从平等角度定义了公平收益，即以土地和非土地因素的比率趋于平衡的方式在具有不同资产家庭之间重新分配土地[1]；效率的提高与土地从较低生产率者向较高生产率者的净转让有关；福利收益一方面通过土地租赁市场使农户获得土地，作为农户主要的生产性资产而得来，另一方面则来自与公平性和效率相关的更高农业收入和粮食安全。运行良好的农村土地租赁市场可以通过其低成本、灵活的流程来改善农村经济使土地富有生产力，当然，如果农村土地租赁市场发育不成熟的话，出租土地收益可能被交易成本抵消，土地租赁市场可能会导致土地重新集中化，而不是提高农业生产力[3－4]。

大量的实证文献集中于土地可及性、土地分布的福利效应研究方面[5]，但有关土地租赁市场对减贫影响的研究相对较少。土地市场的表现并非一致[6－7]，比如，有一些文献表明土地租赁市场有助于

收稿日期： 2021－07－26　　**DOI：** 10.7671/j.issn.1672－0202.2022.01.009

基金项目： 国家社会科学基金重大项目（20&ZD169）；国家社会科学基金重点项目（20AZD078）；国家自然科学基金面上项目（72073081，71673167）

作者简介： 解 垩（1971—），男，山东临清人，山东大学经济学院教授，主要研究方向为收入分配。E-mail：sdcyxe@sina.com

贫富之间更公平地经营[8],而另一些文献则揭示了土地租赁市场将土地从相对贫穷的出租者转移到较富有的租入者中的作用[9]。土地租赁市场对贫困的影响文献基本上围绕着非洲国家展开,Jin 利用四轮肯尼亚的微观家庭面板数据分析了租入土地的效应,发现租入土地使家庭的生产率和收入上升,但是,从绝对角度看,上升的幅度很小,因此仅参与土地租赁市场并不能减少贫困[1]。Chamberlin 研究了赞比亚和马拉维的土地出租市场对贫困的影响,结果表明,赞比亚的土地租赁(不管是租出还是租入)与贫困之间没有关联,而马拉维的土地租入会减少贫困,作者认为在人口密度高的地区,土地租赁可能是减少贫困的一种途径[3]。Hosaena 对埃塞俄比亚的研究表明,土地租赁市场供给方的参与程度往往与摆脱贫困有更多关联,而需求方摆脱贫困的机会十分有限[10]。

中国于上世纪 70 年代晚期 -80 年代初期建立的家庭联产承包责任制是农村土地制度的一项根本变革。1988 年宪法虽然规定土地使用权可以在农户之间转让,但土地租赁合法化对土地租赁市场的发展影响微乎其微,缺乏非农工作机会、交提留款及公粮、土地使用法律不完善等因素可能构成了土地租赁市场发展的主要阻碍[11-13]。2003 年《中华人民共和国农村土地承包法》颁布,其中的土地承包经营权流转条款中规定,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,这为农村土地租赁市场的供需双方行为提供了有力的法律保障。2006 年中国取消农业税费,这是具有划时代意义的重大变革,此后农村进入后税费时代。中国农村土地租赁市场福利效应的研究多集中于未取消农业税之前,且没有涉及减贫效应的研究[14],不多的研究后税费时代农村土地租赁市场福利效应的文献,也没有涉及减贫的内容[15]。

本文利用中国家庭动态跟踪调查(CFPS)2010 年、2012 年、2014 年、2016 年、2018 年五次调查的农户面板数据,首先分析了中国农村土地租赁市场的发展趋势、动因,然后基于面板固定效应模型研究了土地租赁市场对家庭收入、消费及贫困的效应,最后在考虑贫困持续时间的非参数 Kaplan-Meier 模型及 COX 生存模型情形下,对土地租赁的减贫效应进行了再考察。

二、概念性框架及估计策略

(一)概念性框架

类似于 Deininger 的方法,本文构造了一个代表性农户生产模型[16]。代表性农户拥有初始土地$\bar{Z}$、劳动时间禀赋$\bar{L}$以及农业生产能力 α,农户把一部分劳动时间分配于农地劳作 L_a,另一部分劳动时间则分配于以工资率为 w 的非农劳作 $L_o(L_a+L_o=\bar{L})$,农业生产函数 $Q(L_a,Z,\alpha)$ 以运营土地数量 Z、农业劳动力 L_a 及农业生产能力 α 作为投入,假定生产函数满足:$Q_{L_a}>0, Q_Z>0, Q_\alpha>0$;$Q_{L_aL_a}<0, Q_{ZZ}<0, Q_{\alpha\alpha}<0; Q_{L_aZ}>0$。$C^{in}$、$C^{out}$分别代表租出方和租入方承担的交易成本,包括搜寻市场信息、谈判及执行合约等产生的费用,建设交易成本与交易土地面积成正比。农户面临的最优化问题可写成如下形式:

$$\max_{L_a,L_o,Z} pQ(L_a,Z,\alpha)+wL_o+I^{out}(Z<\bar{Z})\times(\bar{Z}-Z)(R-C^{out})-I^{in}(Z>\bar{Z})\times(Z-\bar{Z})(R+C^{in}) \quad (1)$$

$$\text{s.t. } L_a+L_o=\bar{L}, \quad (2)$$

$$L_a,L_o,\alpha\geq 0, \quad (3)$$

其中,p 为农产品价格,R 为单位土地租金,$I^{in}(Z>\bar{Z})$代表是否租入土地的二元示性变量,如果$Z>\bar{Z}, I^{in}(Z>\bar{Z})=1$,否则 $I^{in}(Z>\bar{Z})=0$;类似地,本文定义了租出土地的二元示性变量 $I^{out}(Z<\bar{Z})$。由式(1)、(2)、(3)可得(L_a^*,Z^*)满足一阶条件:

$$pQ_{L_a}(L_a,Z,\alpha)=w \quad (4)$$

$$\text{租入土地家庭 } (Z^*>\bar{Z}), pQ_Z(L_a,Z,\alpha)=R+C^{in} \quad (5)$$

$$\text{租出土地家庭}(Z^*<\bar{Z}), pQ_Z(L_a,Z,\alpha)=R-C^{out} \quad (6)$$

$$\text{非租入非租出家庭}(Z^*=\bar{Z}), R-C^{out}<pQ_Z(L_a,Z,\alpha)<R+C^{in} \quad (7)$$

(二)估计策略

前述分析表明与土地出租市场的参与决策相关的合意土地规模,可能受诸如农业生产能力、家庭劳动力数量、家庭非土地资产等家庭特征(H)、社区特征(V)等因素的影响:

$$RR = \xi Z^{*}(\alpha, H, V) + \zeta \overline{Z} + \varepsilon \tag{8}$$

本文实证分析中定义了三种土地租赁决策形式,租入($RR>0$)、租出($RR<0$)及非租入非租出($RR=0$)形式,采用 ordered probit 模型进行土地出租市场的参与决策分析。

为了估计出家庭农业生产能力 α,本文使用 Jin 做法,将其估计为家庭层面固定效应(FE)生产函数的时间不变部分[17],即存在以下家庭 i、社区 j、时间 t 的 Cobb-Douglas 函数:

$$\log(F_{ijt}) = \alpha_i + \gamma_1 \log(Z_{ijt}) + \gamma_2 \log(L_{ijt}) + \gamma_3 \log(X_{ijt}) + \gamma_4 V_{jt} + \gamma_5 T_t + \mu_{ijt} \tag{9}$$

其中,F_{ijt}、Z_{ijt}、L_{ijt}分别表示农业收入、土地数量、劳动力数量,X_{ijt}代表诸如种子农药化肥等变量,V_{jt}表示社区变量(本文以垃圾是否倒入公共垃圾桶来表示社区特征),T_t 表示时间变量。在式(9)基础上得到家庭农业生产能力 $\hat{\alpha}$ 后代入下式的土地出租方程:

$$RR_{ijt} = \theta_1 \hat{\alpha}_i + \theta_2 \overline{Z}_{ijt} + \theta_3 L_{ijt} + \theta_4 H_{ijt} + \theta_5 V_{jt} + \theta_6 T_t + \varepsilon_{ijt} \tag{10}$$

式(10)的土地出租决策方程租入赋值为 1,租出赋值为 -1,非租入非租出赋值为 0,采用 ordered probit模型进行估计。式(10)中 $\hat{\theta}_1$用来检验土地出租是否能增进效率,如果在租入方程中 $\hat{\theta}_1>0$,而在租出方程中 $\hat{\theta}_1<0$,这表明土地租赁市场正在将土地从效率较低的农民转移到效率较高的农民。$\overline{Z}_{ijt}$代表租赁行为发生前的土地拥有量,H_{ijt}代表户主教育程度、性别、年龄以及家庭资产等变量。

土地出租影响家庭的农业毛收入、农业净收入、工资性收入、转移性收入、总收入、消费及贫困(这些因变量以 Y 表示)的方程存在如下形式:

$$Y_{ijt} = \kappa_1 RR_{ijt} + \kappa_2 \overline{Z}_{ijt} + \kappa_3 L_{ijt} + \kappa_4 H_{ijt} + \kappa_5 V_{jt} + \kappa_6 T_t + e_{ijt} \tag{11}$$

识别策略中需要处理土地出租市场中省略变量(比如土地质量、风险规避程度、社会关联)引致的内生性问题,家庭层面的面板数据能可能会消除该问题。下文使用的土地租入和租出数量只有一个截面年份是完整数据,是否租入、租出土地变量则满足面板数据的要求,为此,式(11)中的土地出租主要以二元决策变量进行分析。

三、数据来源与描述性统计

(一)数据来源

本文使用的微观数据来自于北京大学中国社会科学调查中心执行的“中国家庭动态跟踪调查”(CFPS)。CFPS 的抽样设计关注初访调查样本的代表性,采用了内隐分层的、多阶段的、多层次与人口规模成比例的概率抽样方式(PPS)。样本覆盖了除香港特别行政区、澳门特别行政区、台湾省、新疆维吾尔自治区、青海省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区和海南省之外的 25 个省份。CFPS 的问卷分为三个层级:个体,个体生活的紧密环境即家庭,家庭的紧密环境即村居,因此形成了三种问卷:个人问卷、家庭问卷、村居问卷,其中根据年龄特征把个人问卷分为成人问卷和少儿问卷。本文选取了 2010 年、2012 年、2014 年、2016 年、2018 年五次调查的农户面板数据,家庭数量为 623 户,五次调查样本数量共计 3115 个①。另外,本文定义了一个虚拟的“户主”,即把 2010CHFS 调查中家庭中的主事者、2012 年最熟悉家庭财务的人员、2014、2016、2018 年财务回答人视为户主。

---

① 本文还进行了样本损耗偏差的检验,基于 2010 年的有关土地出租变量、家庭人口及禀赋变量决定样本是否损耗的结果表明(篇幅所限,略去):各关键变量(包括是否租入土地、是否租出土地)没有表现出统计显著性,这说明样本损耗是随机的。

(二)描述统计

表1和表2报告了2010—2018年的土地出租形态以及以土地出租形态划分的家庭特征。表1显示,2010年—2018年,租入土地家庭占比呈现逐步下降态势,而租入土地的家庭则呈现逐步上升态势,租入土地家庭的占比从2010年的两成逐步下降到2018年的一成,而租出土地的家庭占比则从2010年不足5%逐步上升到2018年15%左右,农村家庭参与土地租赁的比例每个时期均维持在25%左右。所有样本中2010年租入、租出土地数量分别为2.6亩、0.18亩。所有样本2014—2018的出租土地平均所得在160~260元之间,出租土地家庭样本其平均租金所得则为1431~2266元之间,所有样本2012—2018的租入土地平均支付在281~371元之间,租入土地家庭样本其平均租金支付则为1549~3356元之间。

表1 2010—2018年的土地出租形态

	2010	2012	2014	2016	2018
村集体分配的土地(亩/户)	13.4	16.2			
租入土地的家庭占比%	19.9	16.8	18.1	16.7	10.2
租出土地的家庭占比%	4.8	7	8.9	11.2	15.7
所有样本平均租入土地数量(亩)	2.6	2.37			
所有样本平均租出土地数量(亩)	0.18				
租入土地的家庭平均租入土地数量(亩)	13.1	14			
租出土地的家庭平均租出土地数量(亩)	3.8				
所有样本出租土地平均所得(元)			203	160	260
所有样本租入土地平均支付(元)		333	281	371	344
出租土地家庭的平均租金所得(元)			2266	1431	1656
租入土地家庭的平均租金支付(元)		1978	1549	2227	3356

注:表中空白数据处表明该变量数值不可得。

表2 以土地出租形态划分的家庭特征

变量	变量名称	2010			20140			2018		
		租入者	租出者	非参与者	租入者	租出者	非参与者	租入者	租出者	非参与者
income	家庭人均收入(元,2010年价格)	7909	5129	4931	9140	17824	8251	11278	10375	8880
consum	家庭人均消费(元)	5424	4762	4584	8363	7969	7132	11850	10655	10203
male	户主为男性	0.87	0.86	0.82	0.87	0.84	0.82	0.92	0.77	0.84
age	户主年龄	49	53	49	52	54	54	54	59	57
edu2	户主教育为初中毕业	0.33	0.26	0.29	0.28	0.28	0.27	0.28	0.29	0.28
edu3	户主教育为高中毕业	0.13	0.1	0.08	0.12	0.12	0.11	0.09	0.14	0.11
edu4	户主教育为大专以上毕业	0.01	0	0.01	0.008	0	0.008	0.04	0.02	0.004
adultm	家庭男性劳动力数量	1.1	0.9	1.1	1.4	1.1	1.4	1.4	0.9	1.1
adultf	家庭女性劳动力数量	1.2	1.2	1.1	1.4	0.9	1.2	1.3	0.9	0.95
lnass	家庭总资产的对数	11.4	11	11.2	2	1.9	1.7	10.6	9.5	9.3
tras	垃圾是倒入公共垃圾桶/箱	0.04	0.1	0.06	0.19	0.4	0.18			

注:2012、2016年的数据略去表中空白数据处表明该变量数值不可得。2014年的家庭总资产调查并没有进行诸如耐用消费品、现金和定期存款等资产的调查,只调查了家庭的部分资产情况。教育程度的基础组为小学毕业及以下。

表 2 显示,土地租入与租出家庭的收入比较没有明确答案,比如 2010 年土地租出者的收入低于土地租入者,2014 年土地租出者的收入远远高于土地租入者。土地租入家庭的消费高于土地出租家庭的消费。户主为男性、户主年龄较轻的家庭可能更倾向于租入土地。劳动力数量较多家庭更倾向于租入土地而劳动力较少的家庭则倾向于租出土地。租入土地的家庭其总资产高于租出土地的家庭。以垃圾倒入公共垃圾桶/箱作为村居整洁(或代表村的经济发展水平)变量的均值描述显示,村居经济发展水平高的家庭更倾向于租出土地,从事其他工作。

从表 3 的 2010 年和 2012 年村集体分配的土地与消费分位数的关系中可以看出,各消费分位数下村集体分配的土地有较大差异,第二消费分位数家庭分得的集体土地最多,2010 年第四消费分位数家庭分得的集体土地最少,2012 年最低消费分位数家庭(最穷的家庭)分得的集体土地最少。表 3 还显示 2010—2018 年每一调查年份最低消费分位数家庭的年人均消费仅维持 2000 元左右。

表 3　拥有土地与消费分位数

		消费分位数				
		1	2	3	4	5
2010	村集体分配的土地(亩)	10.26	19.93	13.56	8.92	12.72
	人均消费(元)	1881.79	3788.69	5646.37	8071.17	20867.45
2012	村集体分配的土地(亩)	11.14	23.18	12.58	16.81	17.03
	人均消费(元)	1986.28	3779.01	5641.92	8363.87	18135.97
2014	村集体分配的土地(亩)					
	人均消费	2016.3	3686.69	5560.88	8264.88	18606.82
2016	村集体分配的土地(亩)					
	人均消费(元)	1995.43	3651.02	5679.74	8325.32	22515.1
2018	村集体分配的土地(亩)					
	人均消费(元)	1973.84	3772.56	5668.07	8626.52	20200.33

表 4 是基于贫困持续时间的关键变量均值描述,租入土地的家庭除经历二次贫困比租出土地的家庭小以外,租入土地家庭经历一次、三次、四次乃至一直贫困的比例均高于租出土地家庭的比例,但租入土地家庭没有经历过贫困的比例高于租出土地的家庭,土地出租决策状态对贫困的持续期没有明确答案,土地出租程度对贫困的持续期也没有确定的答案,土地出租对贫困的影响需要进行深入地实证分析。户主年龄越大其贫困持续期越长。相比于经历四次及以下贫困家庭而言,一直贫困的家庭其男性和女性劳动力数量较小。

表 4　基于贫困持续时间的关键变量均值描述

	经历一次贫困	二次贫困	三次贫困	四次贫困	一直贫困	没有经历过贫困
户主年龄	53.9	54.8	56.2	54.8	62.3	52.4
户主性别	0.88	0.84	0.98	0.62	0.83	0.80
男性劳动力数量	1.2	1.3	1.2	1.2	0.53	1.2
女性劳动力数量	1.1	1.1	1.1	1	0.63	1.1
是租入土地	0.15	0.13	0.14	0.12	0.13	0.18
是租出土地	0.08	0.15	0.03	0.06	0.1	0.10
租入面积(亩)	0.97	1.18	0.24	1.08	0.46	4.10
租出面积(亩)	0.06	0.43	0.05	0.38	0	0.19

注:贫困线 2$PPP 为家庭人均消费贫困线。

四、实证分析

(一)基本模型的估计

表5是Cobb-Douglas生产函数估计农业收入的影响因素结果。面板固定效应结果表明,经营土地(以村集体分配的土地数量加租入土地数量减租出土地数量)数量、家庭总资产、投入的化肥农药种子、女性劳动力等变量都显著地影响到了农业收入。比较有趣的是,男性劳动力数量变量对农业收入没有影响,这可能说明男性劳动力更多地从事于外出打工等非农活动。以垃圾倒入公共垃圾桶/箱来代表村经济发展水平的变量显示,经济发展水平越高的社区,可能本社区就能提供一些非农工作岗位,或出于比较价值而言农户对农业种植不重视乃至出现抛荒现象,这些因素使得家户的农业收入下降。如前所述,本文将生产函数结果中的时间不变误差项用作衡量农户能力指标,而后利用农户能力指标进行土地出租市场决策分析。

表5 生产函数:因变量为农业收入对数

变量	变量含义	cof.	p-value
male	户主为男性	0.077	0.252
adultm	家庭男性劳动力数量	-0.04	0.303
adultf	家庭女性劳动力数量	0.073	0.05*
lnass	家庭总资产的对数	0.311	0***
tras	垃圾是倒入公共垃圾桶/箱	-0.33	0***
lnland	经营土地数量对数	0.13	0***
lnfertilizer	化肥农药投入对数	0.629	0***

注:*** 表示1%水平下显著,** 表示5%水平下显著,* 表示10%水平下显著。

表6是利用ordered probit model对土地出租决策决定因素的分析结果,农户被分为租入土地、租出土地、无租入/租出土地三类,从生产函数中得到的能力变量显示,农业生产能力较强的农户更倾向于租入土地,农业生产能力强的农户更不愿意租出土地,但能力变量并没有表现出统计显著性,土地租赁市场并不能真正提高效率。这可能是农地租赁市场还未引致农业的规模经济出现所致,也可能是农业种植并不需要非常复杂的技术,农业生产效率的同质性太强所致。那么,农村土地出租市场是否促进了平等呢?答案是肯定的,因为拥有更多土地的家庭更有可能租出土地,但租入土地的可能性下降,这表明土地租赁市场将资源从土地相对丰富的家庭转移到土地相对贫困的家庭。家庭男性劳动力数量、女性劳动力数量对土地出租决策的影响不显著,说明劳动力相对贫乏和劳动力相对富裕家庭之间的土地转移并没有在农村土地出租市场上显现。户主为男性

表6 土地出租决策的决定因素(ordered probit model)

变量	变量含义	租入土地		无租入/租出土地		租出土地	
		dy/dx	p-value	dy/dx	p-value	dy/dx	p-value
ability	能力	0.021	0.226	-0.01	0.228	-0.01	0.229
male	户主为男性	0.071	0.018**	-0.04	0.02**	-0.03	0.022**
age	户主年龄	-0	0.006***	0.002	0.007***	0.001	0.008***
edu2	户主教育为初中毕业	0.011	0.623	-0.01	0.623	-0	0.623
edu3	户主教育为高中毕业	0.057	0.103	-0.04	0.106	-0.02	0.109
edu4	户主教育为大专以上毕业	0.043	0.657	-0.03	0.657	-0.02	0.657
adultm	家庭男性劳动力数量	-0.02	0.19	0.012	0.192	0.007	0.195
adultf	家庭女性劳动力数量	0.005	0.72	-0	0.721	-0	0.721
lnass	家庭总资产的对数	0.039	0.001***	-0.02	0.001***	-0.01	0.002***
lnpreland	村集体分配土地对数	-0.02	0.042**	0.014	0.045**	0.008	0.047**
tras	垃圾是倒入公共垃圾桶/箱	-0.11	0.001***	0.072	0.002***	0.042	0.002***
middle	居住中部地区	0.042	0.105	-0.03	0.107	-0.02	0.11
west	居住西部地区	-0.02	0.459	0.013	0.46	0.007	0.46

注:*** 表示1%水平下显著,** 表示5%水平下显著,* 表示10%水平下显著;家庭居住地区的基础组为东部地区。

的家庭更倾向于租入土地,土地租出的机会下降。户主年龄越大的家庭越倾向于租出土地而非租入土地。家庭总资产越高越倾向于租入土地,租出土地的机会下降,总资产中保护者农业生产资料(比如拖拉机),可能是拥有较多农业生产资料的农户不愿意舍弃便利机会使然。所处村居经济发展水平越高的农户越倾向于租出土地减少租入土地行为,这可能与经济发展水平高的社区提供的非农就业较多有关。教育程度、家庭居住地区对土地出租决策没有显著影响。

接下来,本文将检验土地租赁市场对一些福利指标的影响(结果参见表 7、表 8)。因土地的租入、租出面积只有一个年份的完整数据,而租入、租出决策在每个调查年份均有数据,为此租入、租出变量以二元哑变量表示。

表 7　土地出租对各项收入的效应(固定效应模型)

变量	变量含义	家庭人均农业毛收入对数	家庭人均纯农业收入对数	家庭人均工资收入对数	家庭人均转移性收入对数
Tenant	是租入土地	-0.09(0.386)	-0.08(0.52)	0.23(0.11)	0.409(0.38)
Landlord	是土地出租者	0.213(0.22)	0.257(0.17)	-0.45(0.06)*	-0.22(0.79)
male	户主为男性	-0.67(0.52)	-1.03(0.35)	omit	omit
age	户主年龄	0.205(0.56)	0.52(0.16)	0.19(0.56)	-2.34(0.14)
adultm	家庭男性劳动力数量	-0.06(0.35)	-0.11(0.11)	0.141(0.07)*	-0.26(0.3)
adultf	家庭女性劳动力数量	-0.05(0.42)	-0.14(0.07)*	0.025(0.78)	0.336(0.25)
lnass	家庭总资产的对数	0.36(0)***	0.48(0)***	0.07(0.43)	-0.16(0.52)
lnpreland	村集体分配土地对数	0.031(0.62)	-0.07(0.3)	0.149(0.11)	0.263(0.46)
tras	垃圾是倒入公共垃圾桶/箱	-0.25(0.06)*	-0.08(0.6)	-0.21(0.25)	-0.35(0.61)
lnfertilizer	化肥农药投入对数	0.308(0)***	0.231(0)***	-0.14(0.09)*	0.097(0.69)

注:括号内为 P 值;*** 表示 1% 水平下显著,** 表示 5% 水平下显著,* 表示 10% 水平下显著;家庭人均非农经营收入对数、家庭人均财产性收入对数均因数据太少的原因无法得到回归结果。

表 8　土地出租对总收入、消费及贫困的影响(固定效应模型)

变量	变量含义	家庭人均收入对数	家庭人均消费对数	贫困率(消费贫困线 2$PPP)
Tenant	是租入土地	0.1(0.38)	-0.05(0.58)	0.036(0.27)
Landlord	是土地出租者	-0.2(0.4)	0.015(0.91)	-0.02(0.75)
male	户主为男性	-1.8(0.13)	0.201(0.81)	0.021(0.59)
age	户主年龄	0.12(0.71)	-0.14(0.55)	4.00E-04(0.78)
adultm	家庭男性劳动力数量	0.27(0)***	-0.05(0.35)	0.005(0.8)
adultf	家庭女性劳动力数量	0.13(0.08)*	0.082(0.13)	0.019(0.26)
lnass	家庭总资产的对数	0.42(0)***	0.217(0)***	-0.08(0)***
lnpreland	村集体分配土地对数	0.05(0.44)	0.094(0.06)*	0(0.83)
tras	垃圾是倒入公共垃圾桶/箱	-0.1(0.48)	-0.13(0.21)	-0.07(0.08)*
lnfertilizer	化肥农药投入对数	0.08(0.17)	-0.01(0.86)	-0.05(0.001)***

注:括号内为 p 值;*** 表示 1% 水平下显著,** 表示 5% 水平下显著,* 表示 10% 水平下显著;收入贫困线(比如 2300 元)及收入、消费的其他数值贫困线的回归结果大致相同。

土地租入决策变量对家庭人均农业毛收入、家庭人均纯农业收入、家庭人均工资收入、家庭人均转移性收入、家庭人均收入、家庭人均消费、贫困均没有显著影响,土地租出变决策变量除对人均工资收入有较显著(P 值为 0.06)负向影响以外(这可能是租出土地者更倾向于从事“大买卖”比如搞运输、其他非农经营活动,一般农民(没有参与土地租赁者)从事的打工挣取收入这种工作对租出土地者没有吸引力所致),其对家庭人均农业毛收入、家庭人均纯农业收入、家庭人均转移性收入、家庭人均收入、家庭人均消费、贫困也均没有显著影响。土地租赁对家庭福利指标基本上没有影响的原因可能是:农村土地租赁市场还不成熟,市场交易远远未成规模,尚处于小打小闹状态,比如 2010 年所有样本平均租入土地数量不足 3 亩、租入土地的家庭平均租入土地数量也只有

13 亩;2018 年所有样本出租土地平均所得为 260 元,出租土地家庭的平均租金所得为 1656 元。再则农业的比较效益较低,土地上的年纯收入可能还不如一个月的打工收入多,更远远低于同单位时间挣取的非农经营净收入,这说明土地租赁尚未对农户福祉产生统计学上的显著影响。如何把农户的小规模农地经营权与土地租赁市场完美结合,进而促进农业现代化增进农民福利,是一项亟需解决的课题。

(二)异质性分析

1. 分布异质性

为检验不同分布下土地租赁的福利效应,本文使用了分位数回归方法估计了土地出租对家庭人均收入、消费对数的影响(具体结果参见表 9)。

表 9 土地出租对家庭人均收入、消费对数的影响:分位数回归

		收入				
		10th	25th	50th	75th	90th
Tenant	是租入土地	0.277(0.024)**	0.163(0.11)	0.209(0.001)***	0.067(0.31)	0.135(0.16)
Landlord	是土地出租者	0.34(0.069)*	0.167(0.29)	0.168(0.16)	0.186(0.08)*	0.048(0.69)
contr	控制其他变量	是	是	是	是	是
		消费				
		10th	25th	50th	75th	90th
Tenant	是租入土地	-0.06(0.46)	-0.014(0.85)	-0.049(0.49)	0.007(0.92)	0.05(0.57)
Landlord	是土地出租者	0.15(0.19)	0.224(0.19)	0.23(0.021)**	0.03(0.59)	-0.19(0.01)**
contr	控制其他变量	是	是	是	是	是

注:括号内为 p 值;*** 表示 1% 水平下显著,** 表示 5% 水平下显著,* 表示 10% 水平下显著。

表 9 的结果显示,租入土地使得第十个收入分位数及收入中位数家庭的收入增加,即租入土地的收入增加效应主要集中在收入分布的中下端,除发生较大的自然灾害外(自然灾害频发的地区土地租赁市场就不发达甚至会消失),小农生产的风险因素可能并不算太突出,中低收入的租入土地家庭无需常常面对随机风险,租入土地产生了正的回报。对土地租出者而言,处于第 10 个收入分位数和第 75 个收入分位数家庭其收入有增加迹象,当然,土地出租在这两个分位数的系数只在 10% 统计水平上显著。租入土地对消费各分位数的影响不显著,租出土地增加了消费中位数家庭的消费,但租出土地使得第 90 个消费分位数家庭的消费下降,这是否由于租出土地的富裕家庭把得到的土地租金储蓄起来,把储蓄作为一种"上瘾"行为进而节制消费(农村富裕家庭的炫耀性消费已完成使命)所致呢? 货币产生产生货币。已经取得了少许,不愁不能取得更多。最困难的是这少许的取得。探究租出土地为什么会对消费分位数产生此种效应可能是未来的研究主题。

2. 地区异质性

表 10 是基于固定效应估计的东中西部土地出租对家庭人均收入、消费对数影响的回归结果。租入土地只对东部地区的收入产生显著的正向作用,东部地区农村的土地租赁市场比较发达,农业生产管理技术水平较高,从而能获得较为显著的回报。租入土地对中西部的收入、东中西部的消费均没有影响。土地租出行为对东中西部地区的收入、消费均没有显著影响。土地出租市场对东中西部地区的贫困均没有表现出统计显著性。

(三)基于生存模型的贫困效应再考察

农户摆脱贫困的机会可能会受到贫困持续时间的影响,贫困持续时间可能会受到贫困陷阱、人力或物资资本折旧、丧失工作能力或动机等因素的影响[18]。贫困的这种持久性或称持续时间依赖性导致采用标准 logit/probit 分析贫困问题时会产生偏误,之所以如此,是我们不知道在最初的调查(即 2010 年)观察到贫困是刚开始陷入的还是持续了一段时间的。为控制贫困持续时间和左

截断问题的这种影响,本节将使用非参数 Kaplan-Meier 生存函数及半参数 Cox 的比例风险模型方法[19-20],分析土地租赁市场对贫困的效应。

表 10　东中西部土地出租对家庭人均收入、消费对数的影响:固定效应模型

		东部		中部		西部	
		收入	消费	收入	消费	收入	消费
Tenant	是租入土地	0.37(0.04) **	-0.06(0.64)	0.02(0.92)	0.19(0.16)	-0.06(0.76)	-0.22(0.15)
Landlord	是土地出租者	0.34(0.24)	0.22(0.33)	-0.44(0.3)	-0.23(0.38)	-0.41(0.18)	-0.03(0.86)
contr	控制其他变量	是	是	是	是	是	是

注:括号内为 p 值;*** 表示 1% 水平下显著,** 表示 5% 水平下显著,* 表示 10% 水平下显著。

假设 $t_j, j=1,\ldots,$ 表示发生失败(failure,比如贫困)的时间,n_j 表示时间 t_j 之前的失败数,d_j 表示 t_j 时的失败数,Kaplan-Meier 生存函数 S 表示为:

$$S(t) = \prod_{j|t_j \leqslant t} \left(\frac{n_j - d_j}{n_j}\right) \tag{12}$$

式(12)的方差为:

$$\mathrm{var}\{S(t)\} = S^2(t) \sum_{j|t_j \leqslant t} \frac{d_j}{n_j(n_j - d_j)} \tag{13}$$

如果将失败率定义为 $f_j = d_j/n_j$,那么风险(hazard)率的极大似然估计 λ_j 及其标准差 s_{λ_j} 为:

$$\lambda_j = \frac{f_j}{(1 - f_j/2)(t_{j+1} - t_j)},\ s_{\lambda_j} = \lambda_j \sqrt{\frac{1 - \{(t_{j+1} - t_j)\lambda_j/2\}^2}{d_j}} \tag{14}$$

尽管非参数 Kaplan-Meier 方法提供了风险率的一致估计及持续时间依赖性的程度,但它无法探究许多可能的贫困持续存在的根源——反映家庭异质性的协变量会影响贫困进入或持续的概率。Cox 的比例风险模型允许估计有助于结束或开始一段时间的协变量,包括持续期本身的影响。一般地,非连续时间的风险率 h_{bi} 可表示为:

$$h_{bi} = pr[T_{bi} = t \mid T_{bi} \geqslant t; X_{bi}] \tag{15}$$

式(15)中 h_{bi} 代表 i 家庭(个体)的非连续时间风险率,T_{bi} 表示 i 家庭的第 b 个贫困持续期,X_{bi} 表示时变和时不变的协变量。研究持续期的 Cox 参数模型形式可写成如下形式:

$$h_{bi} = \omega_0(T_{bi}) \exp[X_{bi}(T_{bi})'\tau] \tag{16}$$

$\omega_0(T_{bi})$ 代表特定时间段未知的基础风险率,τ 是需要估计的系数,系数为正表明事件发生的概率增加,系数为负则表明事件发生的概率下降。

表 11 是所有样本基于 Kaplan-Meier 方法估计的生存函数及贫困退出概率情况,所有样本贫困退出概率没有显示出负向的持续时间依赖性。比如,第一轮调查之后贫困退出的概率为 3.57%,而经过五轮调查之后贫困退出的概率为 9.3%。

表 11　生存函数及贫困进入率:Kaplan-Meier 估计

调查轮次	生产函数(Survivor's function)	标准差 SE	退出(Exit rates)	标准差 SE
1(2010 年)	1			
2(2012 年)	0.9643	0.0037	0.0357	0.0038
3(2014 年)	0.9142	0.0061	0.0519	0.0053
4(2016 年)	0.8394	0.009	0.0819	0.0081
5(2018 年)	0.7613	0.0127	0.0931	0.0122

注:贫困线 2$PPP 为家庭人均消费贫困线;收入贫困线(比如 2300 元)及收入、消费的其他数值贫困线的结果大致相同。

表 12 是基于 Kaplan-Meier 方法估计的租入者、租出者生存函数及贫困退出概率情况,表 12 显示三轮调查之后,租入者的贫困退出概率显示出一些下降态势,土地租入者贫困退出概率均大于

土地租出者贫困退出概率,比如第一轮调查之后,土地租出者贫困退出概率为2.2%,而租入者则为3.6%,第五轮调查后,租出者、租入者贫困退出概率分别为4.1%、6.3%,土地租出者享受的福利比土地租入者的福利低,这可能是因为土地租出者的议价能力低(土地租出的供给增加而土地租入的需求下降,参见表1)或其非土地资产水平不高所致。其实,使用静态的福利测度指标如家庭人均消费指标也显示,土地租出者的福利状态(家庭人均消费)的低于土地租入者的福利状态(参见表2)。

表12 土地出租市场不同状况下的生存函数及贫困进入率:Kaplan-Meier估计

	租入者 Tenants				租出者 Landlord			
Rounds since start of poverty spell	生产函数(Survivor's function)	标准差 SE	退出(Exit rates)	标准差 SE	生产函数(Survivor's function)	标准差 SE	退出(Exit rates)	标准差 SE
1(2010年)	1				1			
2(2012年)	0.964	0.01	0.036	0.01	0.978	0.009	0.022	0.009
3(2014年)	0.892	0.018	0.075	0.016	0.947	0.014	0.031	0.012
4(2016年)	0.828	0.024	0.071	0.021	0.908	0.02	0.042	0.016
5(2018年)	0.776	0.034	0.063	0.031	0.871	0.026	0.041	0.02

注:贫困线2$PPP为家庭人均消费贫困线;收入贫困线(比如2300元)及收入、消费的其他数值贫困线的结果大致相同。

在经历了五轮调查后,土地租入者继续留在贫困中的概率(77.6%)小于土地租出者继续留在贫困中的概率(87.1%),图1的土地出租市场不同状况下的生存函数也佐证了这一现象。

表13是基于Cox回归的贫困Proportional hazard结果,与前述不考虑时间的贫困回归结果相同,土地租赁中供给方、需求方的回归系数仍不显著,控制变量中只有家庭总资产对贫困状态有显著负向影响外,其他变量系数均没有表现出统计显著性。这一部分的分析也佐证了前述结论的稳健性。

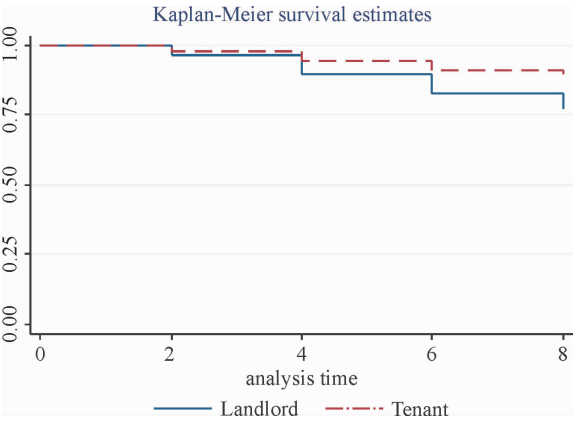


图1 土地出租市场不同状况下的生存函数

表13 贫困的Proportional hazard结果(Cox回归)

变量	变量含义	cof.	p-value
Tenant	是租入土地	0.085	0.782
Landlord	是土地出租者	0.058	0.904
male	户主为男性	-0.02	0.942
age	户主年龄	0.017	0.165
adultm	家庭男性劳动力数量	0.214	0.127
adultf	家庭女性劳动力数量	-0.01	0.932
lnass	家庭总资产的对数	-0.4	0.003***
lnpreland	村集体分配土地对数	-0.1	0.372
tras	垃圾是倒入公共垃圾桶/箱	-0.09	0.81
lnfertilizer	化肥农药投入对数	0.02	0.874

注:括号内为p值;*** 表示1%水平下显著,** 表示5%水平下显著,* 表示10%水平下显著;贫困线2$PPP为家庭人均消费贫困线;收入贫困线(比如2300元)及收入、消费的其他数值贫困线的回归结果大致相同。

五、结论

本文利用中国家庭动态跟踪调查(CFPS)2010 年、2012 年、2014 年、2016 年、2018 年五次调查的农户面板数据,首先分析了中国农村土地租赁市场的发展趋势、动因,然后基于面板固定效应模型研究了土地租赁市场对家庭收入、消费及贫困的效应,最后在考虑贫困持续时间的非参数 Kaplan-Meier 模型及 COX 生存模型情形下,对土地租赁的减贫效应进行了再考察。结果显示,2010 年—2018 年,租入土地家庭的占比从 2010 年的两成逐步下降到 2018 年的一成,而租出土地的家庭占比则从 2010 年不足 5% 逐步上升到 2018 年 15% 左右,农村家庭参与土地租赁的比例每个时期均维持在 25% 左右;农业生产能力较强的农户更倾向于租入土地,农业生产能力强的农户更不愿意租出土地,但农业生产能力变量并没有表现出统计显著性,土地租赁市场并不能真正提高效率。土地租赁市场将资源从土地相对丰富的家庭转移到土地相对贫困的家庭,说明农村土地出租市场促进了平等;租入土地的收入增加效应主要集中在收入分布的中下端,租出土地增加了消费中位数家庭的消费,但租出土地使得富裕家庭的消费下降,租入土地只对东部地区的收入产生显著的正向作用,尽管土地租赁市场的收入、消费效应具有分布、地区的异质性特点,但土地租赁对全部样本的收入、消费、贫困均无显著影响;基于生存模型的贫困效应考察也表明土地租赁市场依然对减贫没有显著作用。

参与土地租赁的农村家庭比例每个时期均维持在四分之一左右,四分之三的农户不参与土地租赁行为,农业经营仍然分散,这说明土地的社保功能依然强劲,所以,完善农村社会保障体系,消弱土地的社会保障功能对农村土地租赁市场发育有重要的意义;探索创新各种不同的农村土地流转模式,如农村土地入股、农村土地股份合作、农村土地转包等模式,籍此推动农村土地流转,实现规模经营,解决土地细碎化问题;农村土地租赁市场虽然提高了公平,但其效率有限,如何通过土地租赁市场使效率和公平统一并增进农户福利,是未来的一项重要研究课题。此外,对不同地区、不同收入的异质性人群实行不同的政策以促进土地租赁市场的发展,比如对于土地租赁市场不发达地区,政府应提供非农就业培训以便农民从事非农工作,也是题中应有之义。

参考文献:

[1]JIN S, JAYNE T S. Land rental markets in Kenya: implications for efficiency, equity, household income, and poverty[J]. Land Economics, 2013(2):246 - 271.

[2]DEININGER K, ALI D A, HOLDEN S, et al. Rural land certification in Ethiopia: process, initial impact, and implications for other African countries[J]. World Development, 2008(36):1786 - 1812.

[3]CHAMBERLIN J, RICKER-GIBERT J. What are the drivers of rural land rental markets in sub-saharan Africa, and how do they impact household income? evidence from Malawi and Zambia[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2016(5):1507 - 1528.

[4]CARTER M R, YAO Y. Local versus global separability in agricultural household models: the factor price equalization effect of land transfer rights[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2002(3):702 ~ 715.

[5]RIGG J. Land, farming, livelihoods, and poverty: rethinking the links in the rural south[J]. World Development, 2006(1):180 - 202.

[6]CARTER M R. Equilibrium credit rationing of small farm agriculture[J]. Journal of Development Economics, 1988(1): 83 - 103.

[7]LIPTON M. Land reform as commenced business: the evidence against stopping[J]. World Development, 1993(4): 641 - 657.

[8]DEININGER K, ALI D A, ALEMU T. Assessing the functioning of land rental markets in Ethiopia[J]. Economic Development and Cultural Change, 2008(1):67 - 100.

[9]LAFFONT J J, MATOUSSI M S. Moral hazard, financial constraints and sharecropping in eloulja[J]. Review of Eco-

nomic Studies, 1995(62):381 - 399.
[10]HOSAENA GHEBRU, STEIN HOLDEN. Land rental markets and rural poverty dynamics in northern Ethiopia: panel data evidence using survival models[J]. Review of Development Economics,2019(23):131 - 154.
[11]KUNG J K. Off-farm labor markets and the emergence of land rental markets in rural China[J]. Journal of Comparative Economics, 2002(2):395 - 414.
[12]YANG HAORAN. Land rental market and rural economic development: evidence from rural Chongqing, China[D]. Bonn;Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn,2015.
[13]YANG D Tao. China's land arrangements and rural labor mobility[J]. China Economic Review, 1997(2):101 - 115.
[14]金松青,DEININGER KLAUS. 中国农村土地租赁市场的发展及其在土地使用公平性和效率性上的含义[J]. 经济学季刊,2004(4):1003 - 1028.
[15]李庆海,李锐,王兆华. 农户土地租赁行为及其福利效果义[J]. 经济学季刊,2001(1):269 - 288.
[16]DEININGER K, JIN H, NAGARAJAN K. Efficiency and equity impacts of rural land rental restrictions: evidence from India[J]. European Economic Review,2008(5):892 - 918.
[17]JIN S, Deininger K. Land rental markets in the process of rural structural transformation: productivity and equity impacts from China[J]. Journal of Comparative Economics,2009 (4): 629 - 646.
[18]CARTER M R, BARRETT C B. The economics of poverty traps and persistent poverty: an asset-based approach[J]. Journal of Development Studies,2006(2): 178 - 199.
[19]KAPLAN E L, MEIER P. Nonparametric-estimation from incomplete observations[J]. Journal of the American Statistical Association,1958(53):457 - 481.
[20]COX D R. Regression models and life tables[J]. Journal of the Royal Statistical Society Series B, 1972(2):187 - 220.

Welfare Effects of Rural Land Lease Market

XIE E
(*School of Economics*, *Shandong University*, *Jinan* 250199, *China*)

Abstract: Based on the panel data of Chinese Family Panel Studies(CFPS) 2010, 2012, 2014, 2016, 2018, this paper firstly analyzes the trend and drivers of rural land rental markets; Secondly, this paper uses panel fixed effect model to study the effect of land rental markets on income, consumption and poverty; Finally, it applies both nonparametric (Kaplan Meier estimator) and semi-parametric survival COX models that controls duration dependence of poverty transition, we examine the poverty reduction effect of land rental markets. The results show that from 2010 to 2018, the proportion of rural households participating in land rental markets remained at around 25% in each period. Relatively productive farmers are more likely to rent in land and are less likely to rent out land, but the variable of farming ability shows no statistical significance. Land lease market does not improve efficiency. Land rental markets transfer land from land-abundant households to land-constrained households, indicating that the land lease market promotes equality. The returns to renting in land are concentrated at the median and lower end of the income distribution. It appears that on the landlord side, most of the consumption losses occur to people in the upper end of the consumption distribution, while the consumption increases in the median. Renting in land only has a significant positive effect on the income of the eastern regions. Although the income and consumption effects of land rental markets have the heterogeneity characteristics of distribution and regional, land lease markets have no significant effect on the income, consumption and poverty of all samples. The conclusion based on the survival model also shows that the land lease market has no significant effect on poverty reduction.

Key Words: rural land; rental market; land lease; welfare; poverty reduction effect; household income