

农户退出土地承包权的意愿及影响因素

——以重庆市梁平区为例¹

王 硕

(西南大学 经济管理学院, 重庆 400715)

【摘要】: 2014年12月, 重庆市梁平区作为第二轮农村改革试验区, 开始探索土地承包权有偿退出的试点工作。从农户意愿层面探讨农户土地承包权退出的问题, 有利于在满足“平等协商、自愿、有偿”的原则下, 为下一步土地承包权退出工作安排提供参考。重庆市梁平区实地调研的微观数据表明调查区域内130位受访者退出土地承包权的意愿与不退出的意愿基本持平, 二元logistic回归模型显示农户退地意愿主要受到性别、年龄、土地流转收益的影响: 男性被访者、土地流转收益少的农户越倾向于退出土地承包权, 而年龄与退地意愿则呈现出“U”型关系。现阶段梁平区农户整户进城的比例不高, 土地承包权退出工作仍需审慎推进。

【关键词】: 土地承包权退出; 农户意愿; 重庆市梁平区

【中图分类号】: FM1.1; F224 **【文献标识码】**: A

1、问题提出

土地资源的稀缺性要求我们必须实现其有效配置与合理利用。然而随着工业化、城镇化进程不断加快, 大量农村人口进城务工形成了农村中的“人地分离”。据2016年农民工调查监测报告显示, 从2011年到2016年, 我国农民工总量呈逐年上升的趋势, 2016年农民工年增长率为1.5%。在外出的农民工中, 举家外出的农民工的数量也在逐年增加, 农村中的“离农”不“离权”, “弃农”不“弃地”的现象凸显, 造成土地利用的低效率和土地产出的低效率。重庆市梁平区是农业大区, 全区承包地面积6.47万hm², 农民72万人, 其中常年外出32.4万人。农民大量转移, 甚至整户迁入城镇, 人地长期分离, 一方面导致农村土地撂荒加剧, 不利于农业稳定发展和适度规模经营; 另一方面承包地无法有效处置和退出, 导致农民土地财产权益难以实现。理论与现实使然, 2014年12月, 重庆市梁平区作为第二轮农村改革试验区, 开始探索土地承包权有偿退出的试点工作, 并于2015年初, 制定了《梁平区农村土地承包经营权退出试点实施办法(试行)》。城镇化进程中的农民“进城、退地”问题, 正式成为农村土地制度改革的一个新方向(刘同山, 2016)。2016年8月, 国务院《关于实施支持农业转移人口市民化若干财政政策的的通知》再次明确, “积极引导和支持进城落户农民依法自愿有偿转让相关权益, 促进相关权益的实现和维护。”

基于以上的理论依据、现实要求与政策背景, 本文提出如下研究问题: 调研区域重庆市梁平区农户退出土地承包权的意愿如何? 是什么因素影响了他们的退地决策? 城镇化进程中土地承包权退出的实现不仅需要政府的推动, 更要取决于农户的决策。因此, 本文着重从农户意愿的层面探讨农户土地承包权退出问题, 在满足“平等协商、自愿、有偿”的原则下, 为下一步土地

¹[收稿日期]: 2018-04-27

[基金项目]: 国家级大学生创新创业训练项目(201710635046), 《农户退出土地承包权的行为响应、风险预判与政策愿景——重庆梁平试点案例》。

[作者简介]: 王硕(1996-), 女, 山东章丘人, 西南大学在读本科生。

承包权退出工作的安排提供参考。

2、文献综述

党的十八大以来，国家在落实农地承包经营权长久不变的同时，开始在有条件的地区探索土地承包经营权的退出机制。为深化农地制度改革，落实“三权分置”意见，合理配置稀缺的农地资源，更好地对下一轮土地承包进行制度设计，土地承包权的退出引起学界广泛关注。结合目前国内现有文献，当前我国对土地承包权退出的研究主要集中在以下三个方面：其一，构建与完善土地承包权退出机制的研究；其二，从农户意愿的角度对土地承包权退出的研究；其三，对不同地区农村土地退出路径的介绍与分析。

国内已有的研究表明，农户退出土地承包权的意愿受到多种因素的影响。王兆林等（2011）立足户籍制度改革的背景，证实了户主年龄、家庭成员、非农收入来源、土地情况、退地补偿与退地政策、退地后的保障问题对农户退出土地承包权的影响。罗必良等（2012）认为农户对农地产权认知强度的提升，有利于强化其土地经营权的退出意愿；农户的土地承包权退出，不仅是一个经济要素的流动问题，也不仅是一个预期收益与机会成本的权衡问题，还是一个农民的社会心理问题。王丽双等（2015）从农户分化的角度考察土地承包权退出的影响因素，认为收入分化对承包权退出有正向影响。王常伟等（2016）发现，在经济相对发达的地区，对农地依赖弱的农户更倾向退出承包权，但拥有城镇住房的农户却由于财富效应的存在，承包权的退出意愿不强。回顾农地退出影响因素的研究发现，已有文献主要集中在农户特征、家庭特征、心理认知、土地价值、社会保障等层面研究影响农户土地承包权退出的意愿的因素。

虽然近年来国内学界对农户土地承包权的退出有了一定的关注，但还存在以下四方面的问题。其一，研究不够全面，受关注最多的领域为农户退出土地承包权的意愿与影响因素研究；其二，由于土地承包权退出仅作为试点工作在全国小范围内推进，所以深入的实证分析还比较缺乏；其三，类似研究大都立足鼓励农地流转与推进规模经营的政策导向，因此实现土地资源的优化配置是土地承包权退出的主要目标，而立足农户权益保护角度，如何兼顾农户权益保护之“公平”与土地承包权退出之“效率”的研究还有待进一步推进；其四，目前大多数针对不同地区农村土地退出的研究专注于宅基地退出领域，针对农用地承包权退出的研究停留在对改革试点区土地承包权退出进展情况以及进展经验的介绍，缺乏具体的实证分析与案例研究。

3、理论分析与假设提出

现代经济学已经证明，在一个竞争的市场环境中，农户的行为是具有理性的，农户仍然是在一定的经济环境约束下追求收益最大化的个体（罗必良，2012）。作为理性的行为主体，在进行决策过程中往往受到个体内在和周围环境的外部因素的双重影响（蔡洁，2016）。具体到农户土地承包权退出的行为，除了受到上述“被访个体因素”、“农户家庭因素”“交易市场因素”以外，作为生产资料的土地资源还会带来一定的效用与收益，因此还应考虑“土地效用与收益”因素；我国城乡二元结构下社会保障制度的不均等性使农民的承包地具有一定的社会保障的替代功能，因此在农户退出土地承包权时还应考虑农户社会保障的可得性因素。基于上述分析，本文拟从五个维度分析影响农户退出土地承包权意愿因素。

3.1 被访个体因素

通常认为被访个体的性别、年龄、受教育程度等个体特征因素是影响家庭土地承包权利用与退出决策的主要因素。男性被访者、受教育程度高的被访者可获得非农就业能力越强，可能会对退出土地承包权的决策产生正面影响。被访者年龄对土地承包权退出意愿的影响不能明确：一方面，被访者越年轻，从事非农领域工作的机会就越多，可能更愿意退出土地承包权；另一方面，被访者越年长，受制于身体健康和个体精力，可能选择放弃从事农业生产，更愿意退出土地承包权。

3.2 农户家庭因素

农户作为最基本的生产单位，决策过程通常受到家庭内部的收入、劳动力水平、从事农业生产因素的影响。较高的非农收入，家庭内部较大比例的外出务工人员以及农户较高的离农率可能导致较高的农户退出土地承包权的意愿。

3.3 土地收益因素

土地资源作为一种必要的生产资料，会给农户带来一定的效用与收益。土地流转作为一种短期土地承包权退出行为带来的租金是土地收益的一种体现。据此，土地流转收益对土地承包权退出可能具有显著负向影响，即土地流转收益越大越不愿意退出土地承包权。

3.4 交易市场因素

农户退出土地承包权的外部交易市场因素可以通过土地流转难易程度、可流转主体个数反应，间接体现当地土地流转市场结构状况。市场结构越好，农户越愿意退出土地承包权实现土地资源的优化配置。

3.5 社会保障因素

我国城乡二元结构下社会保障制度的不均等性使农民的承包地具有一定的社会保障的替代功能，因此在农户退出土地承包权时还应考虑农户社会保障因素。因此社会保障因素可能对土地承包权退出有显著正向影响，即对当前社会保障越满意越愿意退出土地承包权。

4、模型选取与变量设定

4.1 模型选取

二元 Logistic 回归分析适用于因变量为离散型两分变量的回归分析，用于研究某一事件发生的概率与哪些因素有关。本文采用二元 Logistic 模型分析农户退出土地承包权意愿的影响因素，农户“愿意”或“不愿意”退出土地承包权是二元选择变量。模型的形式如下：

$$\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j x_j \quad \text{式(1)}$$

式(1)中， P_i 为农户土地承包权退出行为响应发生的概率， α 为常数项，表示自变量为 0 时发生比的自然对数值， x_j 为影响农户土地承包权退出行为响应的因素， β_j 是 x_j 的偏回归系数，表示当其他自变量取值保持不变时，该自变量取值增加一个单位引起发生比的自然对数值的变化量。

4.2 变量设定

基于上文理论分析的基础，本文从“被访个体因素”、“农户家庭因素”“土地收益因素”“交易市场因素”“社会保障因素”五个分析维度选取了以下 11 个自变量对农户退出土地承包权的影响因素进行研究（见表 1）。

表 1 变量设定及假设

变量名称	变量代码	变量含义及解释	假设
------	------	---------	----

被解释变量	Y		
土地承包权退出意愿	y	不愿意=0, 愿意=1	
解释变量	X		
被访个体因素			
性别	x ₁	女=0, 男=1	+
年龄	x ₂	实际观测值(岁)	-
年龄平方	x ₃	实际观测值的平方(岁 ²)	-
受教育程度	x ₄	未上过学=1, 小学=2, 初中=3, 高中=4, 大学及以上=5	+
农户家庭因素			
农户类型	x ₅	纯农户=1, 兼农户=2, 离农户=3	+
非农收入占比	x ₆	农户年非农业纯收入/农户年总收入*	+
务工人员占人口数	x ₇	务工人员/总人口数	+
土地收益因素			
土地流转收益	x ₈	土地流转面积*土地流转价格(元/年)	-
交易市场因素			
流转难易	x ₉	您认为土地流转容易吗? 1=很容易, 2=比较容易, 3=一般, 4=比较麻烦, 5=很麻烦	-
流入方选择个数	x ₁₀	土地流转时, 您有多少个流入方可以选择? 1=一个, 2=两个, 3=多个	+
社会保障因素			
社会保障是否完善	x ₁₁	您认为您所享有社会保 障是否完善? 1=非常完善, 2=比较完善, 3=一般, 4=不太完善, 5=不完善	+

*注: 为保证数据有效性, 统一将纯收入为 0 的选项作 1 处理, 含义是这部分收入很小, 可以忽略。

5、数据来源与样本描述

5.1 数据来源

本文的基础数据系调查组成员于 2017 年 7 月在重庆市梁平区调研时所采集的数据。通过随机抽样法总计发放问卷 130 份, 经整理得有效问卷 127 份, 有效率达 97.69%。调研对象为农村常住居民, 调研的主要内容涉及农村居民的个人基本信息、农业及非农从业情况、家庭规模及人口结构、家庭收入、家庭耕地利用情况、土地流转情况、农村居民退出承包权的意愿等。

5.2 样本描述

调研区域梁平区位于重庆市东北部，下辖 2 个街道 26 个镇 5 个乡，全区土地 18.92 万 hm^2 ，毛耕地 9.21 万 hm^2 。截至 2016 年末，全区常住人口 65.36 万人，户籍总人口 9.3 万人，其中，城镇人口 2.9 万人，乡村人口 6.4 万人，城镇化率 43.08%。样本中各变量的描述性统计见表 2。

表 2 各变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最大值	最小值
y	0.49	0.5	1	0
x ₁	0.61	0.49	1	0
x ₂	53.62	13.52	78	19
x ₃	3056.53	1395.57	6084	361
x ₄	2.71	0.9	5	1
x ₅	1.95	0.78	3	1
x ₆	0.77	0.33	1	0
x ₇	0.37	0.24	1	0
x ₈	3581.4	3325.92	15000	0
x ₉	2.25	0.89	5	1
x ₁₀	1.42	0.72	3	1
x ₁₁	2.88	0.893	5	1

6、模型估计与结果分析

6.1 模型估计

本文使用 SPSS19.0 软件对样本数据进行 Logistic 回归分析（见表 3）。检验结果表明，模型都具有较好的拟合优度，有进一步讨论的价值。

表 3 模型回归结果

变量	B	Wals	Sig.	Exp (B)
被访个体因素				
性别 x ₁	0.916**	4.431	0.035	2.498
年龄 x ₂	-0.218**	3.884	0.049	0.804
年龄平方 x ₃	0.002*	3.551	0.059	1.002
受教育程度 x ₄	-0.26	1.034	0.309	0.771
农户家庭因素				
农户类型 x ₅	0.304	0.955	0.329	1.355
非农收入占比 x ₆	0.295	0.15	0.698	1.343
务工人数占人口数 x ₇	0.637	0.541	0.462	1.89
土地收益因素				

土地流转收益 x_8	0.000**	5.635	0.018	1
交易市场因素				
流转难易 x_9	-0.178	0.538	0.463	0.837
流入方选择个数 x_{10}	-0.238	0.708	0.4	0.788
社会保障因素				
社会保障是否完善 x_{11}	-0.067	0.093	0.761	0.935
常数值	6.438*	3.633	0.057	625.391
-2Loglikelihood	154.969			
Nagelkerke R^2	0.204			
χ^2	21.083			
χ^2 显著性水平	0.033			

注：**、*分别表示 5%和 10%的显著性水平。

6.2 结果分析

6.2.1 被访个体因素的影响。在被访个体因素中，自变量 A 在 5%的显著性水平上影响显著且 $\text{Exp}(B1) > 1$ ($\text{Exp}(B)$ 值反映了解释变量对发生比率 (odds ratio) 的影响。如果一个解释变量对被解释变量的影响是中性的，那么，随着解释变量取值的增加，被解释变量取值的可能性是不变的，此时， $\text{Exp}(B)$ 值应该为 1；如果解释变量对被解释变量存在着正向影响，则随着解释变量取值的增加，对应样本应更多地暴露在解释变量取值为 1 的情况下， $\text{Exp}(B)$ 值应该大于 1；反之， $\text{Exp}(B)$ 值应该小于 1)，这说明被访者性别对因变量农户退出土地承包权的意愿存在显著正向作用，即男性被访者更愿意退出土地承包权。自变量 x_2 与 x_3 分别在 5%与 10%的显著性水平上影响显著且 $\text{Exp}(B2) < 1$ ， $\text{Exp}(B3) > 1$ ，这说明被访者年龄与因变量农户退出土地承包权的意愿之间存在“U”型关系，即随着被访者年龄的增加，其退地意愿首先会下降，下降至某一最低点后又随被访者年龄的上升而呈现上升趋势。自变量并未通过检验可能是样本容量较小所致。

6.2.2 农户家庭因素的影响。自变量 x_5 未通过检验可能受到样本容量限制的影响，自变量 x_6 与 x_7 未通过检验可能是非农收入占比与外出务工人员占比都在 [0, 1] 区间内，变量之间的区分度较小所致。

6.2.3 土地收益因素的影响。自变量 x_8 在 5%的显著性水平上影响显著，这说明土地流转收益与因变量农户退出土地承包权的意愿之间存在显著影响，但是 $\text{Exp}(B_8)$ 趋近于 1，又说明两者之间是中性关系，这可能与不同农户间的土地流转价格差距较大导致的不同农户间的土地流转收益差距较大有关，若使用土地流转面积作为自变量进行回归分析，那么土地收益因素的影响在 5%的显著性水平上存在显著的负向影响（此时的变量显著性水平为 0.045， $\text{Exp}(B) = 0.878$ ，小于 1）。

6.2.4 交易市场因素的影响。自变量 x_9 和 x_{10} 在 10%的显著性水平上仍然不显著且经济意义与理论假设相矛盾，一方面可能是样本量有限所致，另一方面可能是指标的选择不能代表拟表达的“交易市场因素”这一含义所致。

6.2.5 社会保障因素的影响。自变量 x_{11} 在 10%的显著性水平上仍然不显著，这说明土地承包权在社会保障的功能方面已经逐渐弱化，说明通过养老保险或医疗保险等社会保障手段替代土地的社会保障功能，并不一定能够强化农民的“离农”与“弃地”意愿。这再一次验证了罗必良的研究结论，因此，农民的土地承包经营权退出，并不是一个简单的福利保障功能及其替代问题（罗必良，2012）。

7、研究结论与政策建议

研究发现，重庆市梁平区未退地农户退出土地承包权的意愿与不退出的意愿基本持平，不愿退出的农户比愿意退出的农户

占比高出 1.6 个百分点。

在其他条件不变的前提下，男性被访者相比女性被访者而言更愿意退出土地承包权。年龄和退地意愿呈现“U”型关系。随着被访者年龄的增加，被访者的退地意愿首先会下降，下降至某一最低点后又随被访者年龄的上升而呈现上升趋势。土地流转收益与农户退出土地承包权的意愿之间存在显著影响。土地的社会保障功能方面已经逐渐弱化，即通过养老保险或医疗保险等社会保障手段替代土地的社会保障功能，并不一定能够强化农民的“离农”与“弃地”意愿。

基于上述研究结论，本文提出的政策建议如下：现阶段退出土地承包权工作要审慎推行，不宜在全国大范围内广泛开展。农户对于国家政策信任度高且依赖性强，若国家放开退地政策并给予合适的补偿，存在一部分农户愿意退出土地承包权，但不是所有农户都符合退出土地承包权的条件，即使这部分农户接受了补偿，退地之后也可能面临一定风险。现行政策提倡的退出土地承包权，是鼓励整户搬迁进城，对土地不再依赖的农户退出承包地而进行整体规划和合理利用，提高土地利用效率，实现土地资源的合理配置。根据调查我们发现大部分农户不具备退出土地承包权的条件，因此在这一现实背景下，土地承包权退出工作应充分考虑当地城镇化水平和农村经济发展程度，不宜盲目开展。

[参考文献]:

- [1]刘同山. 农户承包地的退出路径：一个地方试验[J]. 重庆社会科学, 2016（11）：38-43.
- [2]王兆林, 杨庆媛, 李斌. 农户农村土地退出风险认知及其影响因素分析：重庆的实证[J]. 中国土地科学, 2015（07）：81-88.
- [3]罗必良, 何应龙, 汪沙, 等. 土地承包经营权：农户退出意愿及其影响因素分析——基于广东省的农户问卷[J]. 中国农村经济, 2012（06）：4-19.
- [4]王丽双, 王春平, 孙占祥. 农户分化对农地承包经营权退出意愿的影响研究[J]. 中国土地科学, 2015（09）：27-33.
- [5]王常伟, 顾海英. 城镇住房、农地依赖与农户承包权退出[J]. 管理世界, 2016（09）：55-69+187-188.
- [6]蔡洁, 夏显力. 农业转移人口就近城镇化：个体响应与政策意蕴——基于陕西省 2055 个调查样本的实证分析[J]. 农业技术经济, 2016（10）：29-37.