

何威风,周 洪. 西南山区农户耕地流转及其影响因素——以重庆市酉阳县为例[J]. 江苏农业科学,2015,43(3):447-450.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2015.03.143

西南山区农户耕地流转及其影响因素 ——以重庆市酉阳县为例

何威风,周 洪

(西南大学资源环境学院,重庆 400716)

摘要:当前贫困山区农地撂荒现象普遍,威胁区域粮食安全,揭示农户耕地流转的影响因素,有助于政府采取合理的激励措施促进农地有序流转,缓解耕地撂荒;因此,本研究以重庆市酉阳县为例,利用 Tobit 模型分析农户耕地流转面积的影响因素。结果表明:农户耕地流转现象普遍,但耕地流转规模较小,多为无偿方式,对解决耕地撂荒作用有限;由于山区农业生产条件差,农户生计非农化抑制农户经营耕地,会加剧耕地撂荒问题;此外,户主年龄、家庭规模、农业收入、平均地块面积对农户转入和转出耕地面积均有显著影响,而家庭纯收入仅对耕地转出面积有显著正向影响,经营耕地面积和微耕机仅对耕地转入面积有显著正向影响。由此提出具有针对性的政策措施和建议。

关键词:农户;西南山区;耕地流转;影响因素;Tobit 模型;土地破碎化

中图分类号: F301.24 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2015)03-0447-03

20 世纪 80 年代初家庭联产承包责任制的实施取代了人民公社,确立了农户农业经营地位,激发了农民生产积极性,推动了农村经济发展^[1-2]。农业产业化兴起及社会服务体系发展逐步拓宽了农民进入市场的渠道,推动各种新的经营方式及利益关系的形成^[3];同时,快速城市化和经济发展带动了农村劳动力向二三产业转移,冲击了农民就业观念。面对社会环境及农民就业观念的变化,现有的农地制度缺陷问题逐渐凸显,家庭联产承包责任制产生的边际收益日益降低,表现在耕地复种指数下降、农地撂荒、分散经营等方面^[4-7]。

针对农地经营细碎化、边际化等问题,加快农地流转、培育农地流转市场,被认为是实现农地适度规模经营、优化农地资源配置、提升农业劳动生产效率及促进农业产业化的必然选择^[8-10]。有研究表明,农地流转具有交易收益效应和边际产出拉平效应,有助于提高土地资源的配置效率^[11-12]。与此同时,国家也出台了一系列政策鼓励土地流转。2008 年 10 月党的十七届三中全会通过的《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》指出,应“建立健全土地承包经营权流转市场”。2009 年中央“一号文件”也强调,要“建立健全土地承包经营权流转市场”。

为了加快推动农地流转,学术界对我国农地流转缓慢的问题进行了积极探讨。已有的研究大多从宏观层面来探讨农地流转市场发展缓慢的原因,并取得了许多共识。目前,农地产权制度安排存在缺陷,主要表现为:(1)农地产权的不确定

性,很大程度上抑制了农地流转交易活动^[13-14]。(2)农村社会养老、医疗等保障制度不健全,使得农地承受着巨大的社会压力,抑制了农地流转^[15]。一些研究表明,提高农民非农就业率有助于农地流转,相对自由的劳动力市场会产生更多的土地流转^[11,16],而现有的“户口”制度严重阻碍了城乡劳动力流动,不利于劳动力就业市场的发展^[16-17],抑制了农地流转。近来,不少学者尝试从微观层面研究农户的农地流转行为及影响因素。农户普遍存在兼业行为,若家庭生产达到最优,则抑制农户参与农地流转^[18]。(3)信用体系不健全,种田大户及企业无法获取及时贷款支持,也阻碍了农地流转^[19]。大量基于计量模型的文献显示,户主特征、家庭特征、经济因素、土地资源特征及区位因素等均对农户参与农地流转有显著影响^[3,16,20]。此外,粮食价格、租金、农户对自然灾害风险的预期和租金回收预期也会影响农户参与耕地流转^[20]。

我国幅员辽阔,不同区域的自然条件及农业发展情况差异较大,对不同区域开展实证研究具有重要意义。当前,山区农村劳动力大量析出,农地弃耕、撂荒现象普遍发生,对于区域的粮食安全构成严重威胁^[21-23]。农地流转影响因素的认识,能够为政府缓解农地撂荒问题提供依据。然而,已有文献对山区的研究侧重于农户农地转出行为,对农户转入行为、需求的深入分析还不够^[20,23-27]。因此,本试验对重庆市酉阳县农户耕地流转的影响因素进行研究。

1 研究区域概况与方法

1.1 研究区域概括

酉阳县(108°18'~109°19'E,28°19'~29°24'N)地处重庆市东南边缘的渝、鄂、湘、黔四省接合部,境内地形复杂,多山。酉阳县总面积 5 173 km²,海拔高度 263~1 895 m,年均气温 11.8~17.0℃,是土家族、苗族等少数民族的集聚地,属于国家级贫困县。由于立体气候明显,酉阳县具有生产绿色产品、特色农产品得天独厚的条件。2010 年末户籍总人口

收稿日期:2014-08-25

基金项目:国家自然科学基金重大国际合作交流项目(编号:41161140352)。

作者简介:何威风(1988—),男,河南商丘人,硕士研究生,主要从事土地利用规划。E-mail:hw0525@163.com。

通信作者:周 洪,博士,讲师,主要从事资源经济与资源政策。E-mail:zhou-hong5555@163.com。

83.59 万人, 农业人口 63.73 万人, 农村人均纯收入为 3 600 元; 农作物总播种面积 12.75 万 hm^2 , 其中粮食作物 8.69 万 hm^2 , 粮食产量为 370 710 t, 蔬菜产量为 200 500 t, 油料产量为 22 130 t, 烟草产量为 10 800 t, 茶叶产量为 900 t。近年来, 农村劳动力大量向非农就业转移, 造成耕地撂荒现象普遍发生。因此, 选择具有典型性和代表性的西阳县为研究区。

1.2 数据获取

2011 年 12 月至 2012 年 1 月, 笔者所在的课题组在研究区开展了为期 38 d 的农户调查, 农户调研采用参与式农户调查法。为确保问卷质量, 采访对象以户主为主, 伴有其他家庭成员补充相关信息。农户调研逐户开展, 每户用时约 1 h, 最终获得 207 份农户问卷。内容主要包括: 基本情况(家庭人口、性别、年龄、健康状况、教育、职业等)、耕地流转情况(流转面积、期限、租金等)、农地情况(地块面积、种植类型等)、家庭资产(微耕机数量等)。

1.3 模型的构建

1.3.1 模型构建 本研究要分析的因变量为农户耕地流转面积, 即转入耕地面积和转出耕地面积。由于农户流转耕地面积的取值范围为 $[0, +\infty)$, 属于受限因变量, 除部分样本取值为 0 以外, 其余都属于连续数值。Tobit 模型能够有效地估计因变量存在 0 值且取正值时为连续变量的情况, 所以本研究使用 Tobit 模型对影响农户耕地流转面积的因素进行分析。Tobit 模型的一般表达式如下:

$$Y^* = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j x_j + \varepsilon; \tag{1}$$

$$Y = \begin{cases} Y^*, & Y^* > 0 \\ 0, & Y^* \leq 0 \end{cases} \text{ 且 } Y^* \sim N(0, \sigma^2)。 \tag{2}$$

式中: α 为常数项; $\beta_j (j=1, 2, 3, 4, \dots)$ 为待估计参数; Y^* 为潜在变量; Y 为归并后的被解释变量; ε 为误差项, 服从标准正态分布。

1.3.2 自变量 依据已有研究成果^[3,16,20]、实地调查数据及研究目的, 从农户家庭非农化程度、农户特征、经济特征及资产特征 4 个方面探讨各因素对农户耕地流转面积的影响效果: (1) 农户家庭非农就业程度的表征。包括非农劳动力比例及农业收入比例, 由于两者存在明显的共线性问题, 因此本研究的模型估计仅采用非农劳动力比例来衡量一个家庭的非农就业程度。(2) 农户特征(年龄、教育程度、家庭规模)。(3) 经济特征(非农收入、农业收入、生活支出、生产支出等)。(4) 资产特征。主要包括土地资源特征(经营耕地面积、地块数量)、微耕机。表 1 为 9 个变量的描述性统计。

表 1 Tobit 模型的变量及其说明

自变量	变量含义	平均值	标准差
非农劳动力比例	非农劳动力/家庭总劳动力	0.42	0.24
户主年龄(岁)	户主实际年龄	56.30	12.30
户主教育水平	文盲 = 0, 小学 = 1, 初中 = 2, 高中及以上 = 3	1.29	0.59
家庭规模(人)	家庭总人口	4.86	2.07
家庭纯收入(万元)	家庭总收入 - 家庭总支出	3.15	3.59
农业收入(万元)	家庭农业总收入	1.34	1.94
经营耕地面积(hm^2)	2010 年正在经营的耕地面积	0.30	0.25
平均地块面积(hm^2)	经营耕地总面积/总地块数量	0.08	0.06
微耕机	家庭拥有微耕机 = 1, 否 = 0	0.07	0.27

1.3.3 多重共线性检验 为防止自变量间存在共线性问题, 本研究利用 Pearson 相关系数、容忍度和方差膨胀因子(VIF)来验证自变量间的多重共线性检验。结果显示, 平均地块面积与经营耕地面积之间的 Pearson 相关系数绝对值最高, 为 $0.600 < 0.8$ 。经营耕地面积的容忍度最低, 为 $0.594 > 0.1$, 而其方差膨胀因子最高, 为 $1.684 < 5$ 。综合 3 个检验指标可知, 自变量间不存在多重共线性问题, 不会对分析造成影响。

2 结果与分析

2.1 农地流转基本特征

在调查的 207 个农户中, 共 155 户发生了耕地流转行为, 占总农户数量的比例为 74.87%, 这表明研究区农户耕地流转现象普遍。其中, 发生耕地流转的 155 户中有 90 户仅有耕地转入行为, 37 户仅有耕地转出行为, 28 户同时发生耕地转入和转出行为。虽然农户耕地流转行为普遍, 但大多农户流转耕地规模较小。在 118 户转入耕地的农户中, 转入耕地面积小于 0.67 hm^2 的有 103 户, 占转入总农户数量的比例为 87.29%; 发生转出耕地的 65 户中, 转出耕地面积小于 0.67 hm^2 的有 64 户, 占转出总农户数量的比例为 98.46%; 此外, 农户正在耕作的耕地规模普遍较小, 小于 0.67 hm^2 的有 156 户, 占总农户数量的比例高达 75.36%, 最高仅 1.76 hm^2 。可见, 当前大多农户流转耕地不是为了扩大生产规模, 而是为了耕作方便需求。但是, 这种流转行为对于解决耕地撂荒问题作用有限。当前 207 个农户中, 发生耕地撂荒的农户数量为 97 户, 占总农户数量的比例为 46.86%, 且发生转入耕地的农户中也存在耕地撂荒, 其中同时发生转入耕地和撂荒耕地的农户数量为 60 户, 占总转入农户数量的比例为 50.85%。从耕地流转补偿方式看, 农地耕地流转多为无偿流转, 其中农户无偿转出耕地有 39 户, 占总转出农户数量的比例为 60%, 无偿转入耕地有 61 户, 占总转入农户数量的比例为 51.69%。农户耕地流转补偿多为无偿方式, 也说明当前耕地流转形式不正规。

2.2 计量结果

由表 2 可见, 非农劳动力比例对农户转出和转入耕地面积均有显著影响, 这与已有研究的“农户非农就业能加快农地流转速度”结论^[10,28]一致。农户家庭非农劳动力比例越高, 表明农户家庭农业劳动能力越弱, 生计依赖于非农就业。由于研究区农业生产难以机械化, 非农就业导致农户的农业生产能力下降, 从而转出耕地面积增加, 转入耕地面积减小。然后, 非农劳动力比例对耕地转出面积在 0.01 水平下影响显著, 对耕地转入面积仅在 0.1 水平下影响显著, 这可能是由于山区农业生产条件差, 农业经营效益低, 农户对耕地需求程度不高。当前, 山区不少农村耕地撂荒, 且呈现出量大面广、持续时间长、撂荒面积不断增加的特征, 印证了农户对耕地需求不足的结论^[7,23]。这一结论也说明在其他条件不变的情况下, 农村劳动力向非农就业转移, 可能加剧耕地撂荒问题。

由表 2 可见, 家庭特征中的户主年龄对耕地转出面积有显著负向影响, 即户主年龄越大, 耕地转出面积越小, 这是因为年龄较大的户主获取非农就业机会少, 对土地的依赖程度更强; 另外, 户主年龄对转入耕地面积有显著负向影响, 说明年老的户主受劳动能力限制不愿意经营更多的耕地, 这与常

识相符。户主教育程度对耕地转出和转入面积的影响不显著,这是因为在调研的 207 户中户主教育程度平均为小学或者初中,仅 2 户为高中或中专水平。另外,家庭规模对耕地转出和转入面积均有显著影响,但符号相反,这是因为农户家庭规模越大,劳动能力越强,有能力经营更多耕地,从而转出耕地面积小,转入耕地面积大。

由表 2 可见,经济特征中的家庭纯收入对耕地转出面积有显著正向影响,即家庭纯收入越高,转出耕地面积越大。家庭纯收入越高,农户家庭生活负担越轻,对工作环境要求较高,由于研究区农业生产难以机械化,农业生产环境艰苦,从而有利于增加转出耕地面积。然而,家庭纯收入对耕地转入面积影响不显著,这可能是因为农业规模化经营和非农就业一样能够带来较好的收入。农业收入对耕地转出和转入面积有显著影响,影响效果与已有研究结论一致,即农业收入能抑制农户转出耕地,促进农户转入耕地。

由表 2 可见,资源特征中的经营耕地面积对农户转入耕地面积有显著正向影响,这是因为农业大规模生产才能获取规模效益,是其农地转入行为的重要经济激励^[30]。然而,经营耕地面积对农户耕地转出面积影响不显著。平均地块面积对农户转出和转入耕地面积均有显著影响,且系数符号相反,即耕作的地块面积越大,农户转出耕地面积越小,转入耕地面积越大。可能的解释是:拥有较大地块的农户,可能同时也是土地的转出户,劳动能力较弱,这类农户已将自家地块面积较小、耕作条件较差的耕地转出或直接撂荒,仅留下面积较大的地块耕种,这类农户对转入地块的耕作条件要求较高,仅转入较大的地块,而在当前以无偿转入方式为主的情况下,很少有农户愿意转出此类耕地,因此,这类农户转出耕地的面积较大,转入耕地的面积也较小。这与陈美球等对江西省耕地流转的研究得出的结论一致^[29]。微耕机对农户转入耕地面积有显著正向影响,即使用微耕机的农户拥有的转入耕地更多。在农业生产中投入微耕机等省工农具可提高农户农业生产能力,从而有利于增加转入耕地面积,但是微耕机对耕地转出面积影响不显著,这是因为转出耕地的农户中仅有 2 户拥有微耕机。

表 2 农户耕地流转面积的影响因素

自变量	耕地转出面积		耕地转入面积	
	系数	Z-值	系数	Z-值
非农劳动力比例	0.294 ***	2.562	-0.383 *	-1.369
户主年龄	-0.002 *	-1.011	-0.009 *	-1.648
户主教育程度	0.002	0.055	-0.071	-0.689
家庭规模	-0.038 ***	-2.730	0.061 **	1.941
家庭纯收入	0.013 *	1.434	-0.025	-1.233
农业收入	-0.028 *	-1.377	0.152 ***	4.631
经营耕地面积	-0.189	-1.310	0.120 *	0.432
平均地块面积	0.314 *	0.624	-0.670 *	-0.575
微耕机	-0.052	-0.449	0.407 *	1.791
常数	0.071	0.405	0.291	0.693

注: *、**、*** 分别表示在 0.1、0.05、0.01 水平下差异显著。

3 结论与政策建议

本研究在已有研究成果的基础上使用重庆市酉阳县 207 份农户调查数据,分析农户耕地流转面积影响因素,获得如下

结论:(1)研究区农户耕地流转现象普遍,发生耕地流转的户数比例高达 74.88%。但是,农户耕地流转规模较小,流转补偿方式多为无偿的,对缓解耕地撂荒问题作用有限。(2)农户生计非农化能促进农户增加转出耕地面积,抑制农户增加转入耕地面积。由于山区农业生产条件差,生计非农化能降低农户对耕地的依赖程度,可能会加剧耕地的撂荒问题。(3)其他变量对农地耕地流转面积也有不同程度的显著影响。就耕地转出面积而言,家庭纯收入对其有显著正向影响,而户主年龄、家庭规模、农业收入、平均地块面积对其有显著负向影响;就耕地转入面积而言,家庭规模、农业收入、经营耕地面积、平均地块面积及微耕机对其有显著正向影响,而户主年龄对其有显著负向影响。

本研究为政府制定有效措施促进山区耕地有序流转,缓解耕地撂荒问题提供依据:(1)由于增加农业收入能提高农户对耕地的需求,因而须在山区采取措施增加农业收入。例如,加快农业产业化进程,在山区因地制宜地培育烤烟、反季节蔬菜、药材等高效农业,引导农民调整种植业结构,提高农民农业生产技能,切实提高农地收益。(2)鉴于微耕机能促进农户转入耕地,政府应拓宽农机补贴范围,加强农业机械使用技能培训。(3)由于农户对面积大的地块具有一定的需求力度,政府应开展土地整理工程,以平整地块、改善田间道路等,切实解决土地破碎化问题,为农业生产机械化创造条件。

参考文献:

[1] McMillan J, Whalley J, Zhu L J. The impact of China's economic reforms on agricultural productivity growth[J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(4): 781-807.

[2] Lin J Y. Rural reforms and agricultural growth in China[J]. The American Economic Review, 1992, 82(1): 34-51.

[3] 张丁, 万蕾. 农户土地承包经营权流转的影响因素分析——基于 2004 年的 15 省(区)调查[J]. 中国农村经济, 2007(2): 24-34.

[4] Qin H. Rural-to-urban labor migration, household livelihoods, and the rural environment in Chongqing Municipality, Southwest China[J]. Human Ecology, 2010, 38(5): 675-690.

[5] 徐皆保, 杨桂山. 太湖流域 1995—2010 年耕地复种指数时空变化遥感分析[J]. 农业工程学报, 2013, 29(3): 148-155.

[6] 同慧敏, 刘纪远, 曹明奎. 近 20 年中国耕地复种指数的时空变化[J]. 地理学报, 2005, 60(4): 559-566.

[7] 田玉军, 李秀彬, 辛良杰, 等. 农业劳动力机会成本上升对农地利用的影响——以宁夏回族自治区为例[J]. 自然资源学报, 2009, 24(3): 369-377.

[8] Tan S H, Heerink N, Qu F T. Land fragmentation and its driving forces in China[J]. Land Use Policy, 2006, 23(3): 272-285.

[9] 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, 84(3): 702-715.

[10] Deininger K. Land markets in developing and transition economies: impact of liberalization and implications for future reform[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2003, 85(5): 1217-1222.

[11] Yao Y. The development of the land lease market in rural China[J]. Land Economics, 2000, 76(2): 252-266.

姜 炎,郭 斌. 基于回归分析的农地流入期限影响因素分析[J]. 江苏农业科学,2015,43(3):450-454.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2015.03.144

基于回归分析的农地流入期限影响因素分析

姜 炎,郭 斌

(西安建筑科技大学管理学院,陕西西安 710055)

摘要:土地流转期限影响着地权稳定性,其长短对土地规模经营、土地的内涵式投资及土地可持续利用具有重要影响。本研究基于 5 个县(市)的农户抽样调查数据,对当前农地流入期限影响因素进行 Logistic 回归分析,研究发现,产权明晰性、地区经济发展速度的稳定性、土地租金、农业收入、农业生产经营周期、投资周期、抗风险能力、亲缘关系和熟人关系、农村管理制度、土地改良投入指数、化肥农药投入指数、土地流入面积对农地流入期限有显著影响;在此基础上,运用熵值法,建立了农地流入期限的回归模型,得出 5 个县(市)的农地平均流入期限;最后结合影响农地流入期限的因素和模型提出了实现农地长期流转的具体对策和建议。

关键词:流转期限;影响因素;回归分析

中图分类号: F321.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2015)03-0450-05

自上世纪八十年代我国实行土地承包制度并鼓励土地流转以来,稳定的土地承包权和土地流转制度实现了我国粮食生产的稳定和高增长。30 年后的今天,粮食生产的进一步提

收稿日期:2014-04-17

基金项目:国家软科学研究项目(编号:2012GXS4D117);教育部人文社会科学研究一般项目(编号:10YJC790068);陕西省社会科学基金(编号:11Q074);陕西省教育厅人文社会科学专项(编号:11JK0101)。

作者简介:姜 炎(1988—),男,山西长治人,硕士研究生,研究方向为土地经济与估价。E-mail: tumu080351@126.com。

高则要求农业经营的现代化和规模化。2013 年中央一号文件提出稳定农村土地承包关系,鼓励和支持承包土地向专业大户、家庭农场、农民合作社流转,发展多种形式的适度规模经营。浙江省 2005 年对绍兴、金华 2 市的规模经营农户进行了调查,调查显示,使用期限太短是规模经营农户的最大担心,迫切需要稳定土地使用者耕作权的稳定性,可见土地流转期限直接影响着土地的规模经营。不仅如此,徐珍源等和孔祥智等的研究证实转入农户农地长期投入受流转期限的影响^[1-2]。石志恒等的研究表明,土地经营规模和经营期限对耕地保护积极性具有很强的交互作用,土地流转期限的长期化对

- [12] Cater M R, Yao Y. Specialization without regret: transfer rights, agricultural productivity, and investment in an industrializing economy[R]. World Bank Policy Research Working Paper, 1999.
- [13] Li G, Rozelle S, Brandt L T, et al. And famer investment incentives in China[J]. Agricultural Economics, 1998, 19(1/2): 63-71.
- [14] Mullan K, Grosjean P, Kontoleon A. Land tenure arrangements and rural-urban migration in China[J]. World Development, 2011, 39(1): 123-133.
- [15] 胡瑞卿, 张岳恒. 不同目标下耕地流转的理论与实证分析[J]. 中国农村经济, 2007(1): 36-44.
- [16] Kung J K. Off-farm labor markets and the emergence of land rental markets in rural China[J]. Journal of Comparative Economics, 2002, 30(2): 395-414.
- [17] Bosker M, Brakman S, Garretsen H, et al. Relaxing hukou: increased labor mobility and China's economic geography[J]. Journal of Urban Economics, 2012, 72(2/3): 252-266.
- [18] 钱忠好. 非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释[J]. 中国农村经济, 2008(10): 13-21.
- [19] 胡同泽, 任 涵. 农村土地流转中的主体阻碍因素分析及其对策[J]. 价格月刊, 2007(7): 53-55.
- [20] 赵晓秋, 李后建. 西部地区农民土地转出意愿影响因素的实证分析[J]. 中国农村经济, 2009(8): 70-78.

- [21] 孙宏玲, 孙红霞. 威胁中国粮食安全的最危险的因素——弃耕抛荒[J]. 粮食科技与经济, 2009, 34(1): 19-20.
- [22] Khanal N R, Watanabe T. Its consequences: a case study in the sikies area. Gandaki basin, Nepal Himalaya[J]. Mountain Research and Development, 2006, 26(1): 32-40.
- [23] 张佰林, 杨庆媛, 严 燕, 等. 快速城镇化进程中不同类型农户弃耕特点及原因——基于重庆市十区县 540 户农户调查[J]. 资源科学, 2011, 33(11): 2047-2054.
- [24] 郭 斌, 贺东亮, 高丽娟. 农地流转中的农户群体决策行为研究[J]. 江苏农业科学, 2014, 42(3): 382-385.
- [25] 王 鑫, 杨俊孝. 贫困地区农地流转问题——基于新疆南疆三地的农户调查[J]. 江苏农业科学, 2014, 42(4): 408-412.
- [26] 茶农农地流转影响因素的实证研究——以湖北省故城县为例[J]. 江苏农业科学, 2014, 42(8): 394-396.
- [27] 王兆林, 杨庆媛, 张佰林, 等. 户籍制度改革中农户土地退出意愿及其影响因素分析[J]. 中国农村经济, 2011(11): 49-61.
- [28] 王成超, 杨玉盛. 农户生计非农化对耕地流转的影响——以福建省长汀县为例[J]. 地理科学, 2011, 31(11): 1362-1367.
- [29] 陈美球, 肖鹤亮, 何维佳, 等. 耕地流转农户行为影响因素的实证分析——基于江西省 1 396 户农户耕地流转行为现状的调研[J]. 自然资源学报, 2008, 23(3): 369-374.
- [30] 郭 斌, 李 伟. 基于交易效率的农地流入方交易费用研究[J]. 江苏农业科学, 2014, 42(2): 363-366.