

王晓轩. 土地信用社制度满意度与收入变化研究[J]. 江苏农业科学, 2017, 45(14): 267–271.

doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2017.14.068

土地信用社制度满意度与收入变化研究

王晓轩

(内蒙古科技大学经济管理学院, 内蒙古包头 014010)

摘要:通过独立混合横截面数据,对宁夏平罗县土地信用社制度满意度进行回归分析,分析发现变量“是否参加养老保险”“农户总收入”“农户收到的单位面积土地租金”“农户对土地信用社土地流转期限的评价”“农户对流出土地的租金评价”对土地信用社制度满意度有显著影响。分析发现 2013 年单位面积土地租金正向影响土地流转制度满意度,收入反向影响土地流转制度满意度,说明农户参与土地信用社获得的土地租金收入在农户的总收入中的地位弱化。另一方面,本研究通过农户收入的跨时期倍差分析发现,参与土地信用社促进农户的收入提高,自 2010 年至 2013 年,这种收入提高的趋势在缓解。

关键词:土地信用社;制度满意度;跨时期独立混合横截面

中图分类号: F301.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2017)14-0267-05

国外学者通过对交易成本、资源环境制度及农地产权等方面开展农地流转问题进行研究,有学者认为制度因素增加了农地交易成本,阻碍了农地交易。国内的研究主要侧重于农户特征、家庭特征、土地禀赋及农地流转特征等因素对土地流转行为的影响。相关分析结果认为,农户特征(家庭受教育水平、户主身份、户主年龄)、家庭特征(非农就业率、家庭恩格尔系数、非农业收入比重、家庭与等级公路的距离、家庭单位耕地面积纯收入)、土地禀赋(调整土地的预期、当地的

平均土地流转价格、家庭现有土地面积、土地细碎化程度)、农地流转特征(单位面积农业纯收益、农机设备的投入以及牲畜饲养情况、年流转租金、流转年限)等因子对农户农地流转行为起着决定性的作用^[1]。

对农业流转行为及农户满意度的分析中,大多数研究使用的是二元 Logistic 回归模型和描述性统计分析方法,导致一部分样本信息流失,且分析不够准确,难以体现不同时期各变量变化对满意度的影响。关于不同时期农户对于土地流转的满意度变化、参与农地流转导致的经济效果及跨时期经济效果的差异却一直没有研究,本研究正是基于以上研究空白,通过跨时期独立混合横截面数据模型提出创新性研究结论。跨时期独立混合截面数据的研究在国内非常少,本研究对这一理论的应用具有借鉴意义。

收稿日期:2015-12-25

基金项目:国家自然科学基金(编号:71163034)。

作者简介:王晓轩(1973—),男,宁夏盐池人,博士研究生,副教授,主要研究方向为产业经济。E-mail:wangxiaoxuan5@126.com。

们是金融机构潜在的优质客户源,因此,农村金融机构应把种粮大户作为信贷支农的重点进行培育,构建长期稳定的客户群,实现种粮大户与金融机构共赢。(2)金融机构要对种粮大户实行分类管理,对于实力强、资信好的种粮大户要提高授信额度,培育农村金融机构与种粮大户的信贷联结机制。(3)根据种粮大户需求的特点设计合理的信贷合约,如贷款期限、贷款方式、还款方式等,缓解信贷合约中信贷条款对信贷需求的抑制。(4)金融机构要转变工作作风,树立良好形象,改善过去留给客户贷款需要关系的负面印象,使真正具有有效信贷需求的种粮大户敢于申请贷款、能够得到贷款。

4.2.2 创新农村金融产品和服务 扩大农村抵押担保品范围,以缓解因信息不对称而带来的信贷约束。(1)积极探索扩大农村土地经营权、农村宅基地使用权、林权、农房等权利质押贷款,鼓励开展订单、农机具等动产抵押或质押贷款模式。(2)建立多层次、多形式的农业担保体系,包括大力发展农业政策性、商业性担保机构。

4.2.3 继续深化农村金融市场化改革,鼓励农村金融机构适度竞争 金融机构竞争不充分是造成农村金融市场供给型信贷约束的主要原因之一,因此,应积极鼓励发展多种形式的新

型农村金融机构,促进农村金融竞争格局的形成,通过竞争满足种粮大户有效信贷需求和改善种粮大户融资状况。

4.2.4 完善农业保险制度,分散金融机构信贷风险 由于种植业自身的自然风险、市场风险比较高,金融机构在考虑以上信贷风险时往往会“慎贷”和“惜贷”。完善农业保险制度,将有利于降低农业信贷风险,增强农村金融机构种粮大户的信贷投放。

参考文献:

- [1] 刘露霞. 河南种粮大户的现状、困惑与期盼——基于 150 户种粮大户的问卷调查[J]. 中国粮食经济, 2013(10): 42–45.
- [2] 任晓娜. 种粮大户经营状况与困境摆脱: 五省 155 户证据[J]. 改革, 2015(5): 94–101.
- [3] 陈洁, 刘锐, 张建伦. 安徽省种粮大户调查报告——基于怀宁县、枞阳县的调查[J]. 中国农村观察, 2009(4): 2–12.
- [4] 刘西川, 程恩江. 贫困地区农户的正规信贷约束: 基于配给机制的经验考察[J]. 中国农村经济, 2009(6): 37–50.
- [5] 张龙耀, 江春. 中国农村金融市场中非价格信贷配给的理论和实证分析[J]. 金融研究, 2011(7): 98–112.

1 宁夏平罗县土地信用社制度满意度跨时期影响因素分析

独立混合横截面数据是在不同时间从一个总体里进行随机抽样的结果,本研究利用国家自然科学基金课题组(农村土地信用合作社创新模式:基于宁夏银北地区)的调研数据,该课题组在宁夏平罗县沙渠村、沿河村、通润村、富贵村、东灵村、小店子村、通城村进行了调研,这些村都开展土地信用社,这些村符合大总体独立样本。该课题组分别在 2011 年与 2014 年对 2010 年与 2013 年的大总体进行随机抽样调研,数据经过筛选得到 2010 年有效样本 227 份,2013 年有效样本 655 份。这些数据集都是由独立抽取的观测值所构成,在保持其他条件不变的情况下,排除了不同观测误差项的相关性。2011 年与 2014 年 2 个时期,分别抽取随机样本,将 2 个随机

样本合并就得到 1 个独立混合横截面数据,可以借助该数据评价土地信用社政策的变化。

使用独立混合横截面的一个理由是加大样本容量,把不同时间从同一总体中抽取的多个随机样本混合起来使用,可以获取更精密的估计量和更具有功效的检验统计量。但是独立混合横截面数据要求因变量与自变量保持不随时间变化的关系时,混合才是有用的。平罗县土地信用社自 2009 年实施以来,形式没有发生变化,稳定的运作模式也保证了因变量与自变量之间的稳定。

由表 1 可知,从 2010 年至 2013 年,平罗县参与农地信用社的农户基本特征的变化是家庭规模缩小,平均年龄增大,在外打工人数减少,受教育年限增加,拥有的土地面积增加,获取的土地租金增加,减少了土地流转合同期。

表 1 2010、2013 年平罗县参与土地信用社农户基本特征

特征	变量	2010 年		2013 年	
		均值	标准差	均值	标准差
农户基本特征	家庭人口(人)	3.54	0.126	3.29	0.187
	年龄(岁)	48.75	1.183	55.21	1.498
家庭劳动力禀赋	虚拟变量合作医疗,参加=1	0.980 4	0.013 8	0.98	0.020
	虚拟变量养老保险,参加=1	0.637 3	0.047 84	0.576 9	0.069 18
土地禀赋	打工人数(人)	1.10	0.115	0.98	0.139
	受教育年限(年)	6.19	0.387	7.22	0.375
	土地面积(亩)	19.62	1.465	24.06	1.830
	土地连片面积(亩)	20.00	1.908	21.82	1.866
农户经济特征	每亩地租金(元)	465.78	13.520	574.38	14.411
	收入(元)	37 000	2 610.752	51 300	5 211.411
土地流转特征	流出土地面积(亩)	17.18	1.507	21.68	1.751
	土地流转合同期	8.89	0.533	5.79	0.790
信用社因素	村领导作用评价	6.46	0.238	6.21	0.316
	土地的流转期限评价	5.77	0.240	7.13	0.330
	流出土地租金评价	5.13	0.226	5.67	0.290
因变量	土地制度满意度	6.27	0.249	6.90	0.325

注:1 亩=667 m²。

独立混合横截面数据的总体可能会在不同时期有不同分布,如果允许截距在不同时期有不同的值,就可以解决不同时期的不同分布问题。本研究通过设立年份虚拟变量,达到不同年份不同截距的目标。

跨时期独立混合横截面数据模型的方程:

$$y_{i,t} = \beta_0 + \delta_k D_k + \beta' X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

式中: i 为横截面单位数,表示在 t 时期中的每个观测; y 为因变量; X 为不同的自变量; $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项; β_0 为常数项; β' 为自变量的系数; D_k 为时期虚拟变量; δ_k 为虚拟变量系数。

基年是 2010 年,选择 2013 年作为虚拟变量,用 d_{2013} 表示,将 2010 年和 2013 年横截面数据相混合,建立以下方程:

$$\begin{aligned} satisfaction = & C_1 + C_2 \times d_{2013} + C_3 \times endowment + C_4 \times d_{2013} \times \\ & endowment + C_5 \times employees + C_6 \times d_{2013} \times employees + C_7 \times \\ & population + C_8 \times d_{2013} \times population + C_9 \times education + C_{10} \times d_{2013} \times \\ & education + C_{11} \times age + C_{12} \times d_{2013} \times age + C_{13} \times income + C_{14} \times \\ & d_{2013} \times income + C_{15} \times contiguous + C_{16} \times d_{2013} \times contiguous + C_{17} \times \\ & contractperiod + C_{18} \times d_{2013} \times contractperiod + C_{19} \times arealand + C_{20} \times \\ & d_{2013} \times arealand + C_{21} \times rent + C_{22} \times d_{2013} \times rent + C_{23} \times medical + \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & C_{24} \times d_{2013} \times medical + C_{25} \times leader + C_{26} \times d_{2013} \times leader + C_{27} \times \\ & deadline + C_{28} \times d_{2013} \times deadline + C_{29} \times lease + C_{30} \times d_{2013} \times \\ & lease + C_{31} \times outarea + C_{32} \times d_{2013} \times outarea + \mu. \end{aligned} \quad (1)$$

式中: $satisfaction$ 表示农户对信用社土地流转的制度满意度; $endowment$ (虚拟变量)表示是否参加养老保险; age 表示农户年龄; $income$ 表示农户的总收入; $arealand$ 表示农户拥有的土地面积; $rent$ 表示农户收到的每亩地租金; $medical$ (虚拟变量)表示农户是否参加合作医疗; $employees$ 表示农户家庭中参与打工的人数; $contiguous$ 表示农户拥有的土地面积中土地连片面积; $contractperiod$ 表示农户的土地流转合同期; $deadline$ 表示农户对土地信用社土地流转期限的评价; $population$ 表示农户家庭人口; $lease$ 表示农户对流出土地的租金评价; $education$ 表示户主受教育年限; $leader$ 表示农户对村领导作用的评价; $outarea$ 表示农户流出的土地面积。

通过 Eviews 6 进行最小二乘法(OLS)回归,回归结果见表 2。对土地流转制度满意度有显著影响的自变量有参加养老保险、总收入、单位面积土地租金、土地流转期限评价、流出土地租金评价。

表 2 2010、2013 年平罗县土地制度满意度跨时期混合
横截面回归结果

变量系数	自变量系数	系数标准差	<i>t</i> 统计量	<i>P</i> 值
C_1^*	4.001 767	2.204 843	1.814 990	0.072 8
C_2	-2.798 065	5.476 908	-0.510 884	0.610 7
C_3^{**}	-1.019 323	0.483 847	-2.106 704	0.037 9
C_4	0.294 576	1.155 752	0.254 878	0.799 4
C_5	-0.190 198	0.245 825	-0.773 714	0.441 1
C_6	0.136 705	0.830 307	0.164 644	0.869 6
C_7	-0.099 839	0.239 422	-0.417 001	0.677 6
C_8	0.297 915	0.463 068	0.643 350	0.521 6
C_9	-0.077 559	0.070 032	-1.107 486	0.271 0
C_{10}	0.210 642	0.171 091	1.231 167	0.221 4
C_{11}	-0.002 505	0.021 193	-0.118 199	0.906 2
C_{12}	0.061 410	0.060 069	1.022 325	0.309 3
C_{13}	1.71×10^{-5}	1.25×10^{-5}	1.365 434	0.175 4
C_{14}^{**}	-4.19×10^{-5}	1.89×10^{-5}	-2.209 132	0.029 6
C_{15}	-0.041 713	0.054 575	-0.764 328	0.446 6
C_{16}	0.225 530	0.183 842	1.226 760	0.223 0
C_{17}	0.080 105	0.051 347	1.560 081	0.122 2
C_{18}	-0.124 962	0.244 307	-0.511 497	0.610 2
C_{19}	-0.044 954	0.069 356	-0.648 165	0.518 5
C_{20}	-0.339 977	0.250 820	-1.355 465	0.178 6
C_{21}^{**}	-0.005 347	0.002 199	-2.431 367	0.017 0
C_{22}	0.006 304	0.007 070	0.891 694	0.374 9
C_{23}	1.015 396	1.639 787	0.619 224	0.537 3
C_{24}	-0.502 792	3.200 627	-0.157 092	0.875 5
C_{25}	0.095 487	0.102 574	0.930 908	0.354 3
C_{26}	0.452 935	0.309 835	1.461 860	0.147 2
C_{27}^{**}	0.249 680	0.117 905	2.117 635	0.036 9
C_{28}	0.279 238	0.355 269	0.785 991	0.433 9
C_{29}^{***}	0.541 173	0.132 320	4.089 877	0.000 1
C_{30}^{***}	-1.082 473	0.358 189	-3.022 070	0.003 3
C_{31}	0.061 540	0.039 096	1.574 081	0.118 9
C_{32}	0.043 586	0.263 303	0.165 536	0.868 9
R^2	0.491 237	因变量均值	6.314 516	
校正的 R^2	0.319 806	因变量标准差	2.541 899	
回归的标准误差	2.096 403	AIC	4.535 959	
残差平方和	404.331 2	Schwarz 准则	5.263 773	
对数似然	-249.229 4	Hannan - Quinn 准则	4.831 614	
<i>F</i> 值	2.865 509	DW 统计量	2.538 645	
<i>P</i> 值	0.000 054			

注：“***”表示在 0.01% 水平影响显著，“**”表示在 0.05% 水平影响显著，“*”表示在 0.1% 水平影响显著。

2010 年方程的截距是 C_1 ，等于 4.002，而 2013 年的截距是 $C_1 + C_2$ ，年度虚拟变量 d_{2013} 的系数 C_2 为 -2.798，表明在保持其他因素不变的情况下，2013 年和 2010 年相比，年度虚拟变量 d_{2013} 对满意度的贡献将下降 2.798，因为控制了农户基本特征、劳动力禀赋、土地禀赋、农户经济特征、土地流转特征及信用社因素，这一下跌就和土地租金、总收入、信用社评价等因素导致的满意度下降没有联系，尽管土地流转制度满意度从 2010 年上升到 2013 年，但是上升的主要原因是农户基本特征、劳动力禀赋、土地禀赋、农户经济特征、土地流转特征及信用社因素导致的。

1.1 农户基本特征

张晓雯认为年龄差异导致农户对合作社的依存性不同，年长农户对农业合作化运动存在偏见^[2]。本研究分析中没有发现农户的这种历史偏见，本研究的样本农户随着年龄的增长对土地信用社满意度在增加。2013 年农户年龄平均为 55.21 岁，从分析的结果看，2013 年农户年龄对土地流转制度满意度的影响系数为 0.061 4，总体看户主平均年龄由 48.75 岁增加至 55.21 岁，年龄增大，对土地流转的评价度上升。陈希敏等分析发现农户年龄对农户金融合作行为产生正向效应，统计检验在 5% 的水平上显著，农户年龄每增加 1.0 百分点，农户参与合作金融的意愿就增加 0.3 百分点^[3]。本研究分析结果符合陈希敏等的观点^[3]。

2010 年农户的平均家庭人口为 3.54 人，2013 年农户家庭人口变少，减少为 3.29 人，2013 年家庭人口变量对土地流转制度满意度的影响为正向的，家庭人数增多导致期望收入上升，对土地流转满意度下降。 C_7 数值为 -0.099 8，家庭人口数量减少将给农业生产带来困难，农户更愿意流转土地， $C_7 + C_8$ 的数值为 0.198，表明家庭人口对土地制度满意度的影响在 2013 年发生了改变，主要原因是 2013 年家庭人口下滑。

1.2 家庭劳动力禀赋

封铁英等研究认为：土地流转政策了解和满意度是提高农户流转土地参保意愿的关键激励因素，最终体现为农户流转土地参加新型农村社会养老保险意愿的增强^[4]。本研究中参加养老保险和参加合作医疗是 2 个虚拟变量，如果参加就等于 1，否则等于 0。2010 年参加养老保险导致的对土地流转制度满意度是 C_3 ，等于 -1.019，表明参与养老保险会导致对土地流转制度满意度下降，2013 年则是 $C_3 + C_4$ ，数值为 -0.798 6，数值较 2010 年有所上升，表明 2013 年参加养老保险对土地流转的满意度要比 2010 年高。2010 年参加合作医疗保险对土地流转制度满意度的影响是 C_{23} ，等于 1.015，表明 2010 年参加合作医疗保险的农户对土地流转制度更满意，2013 年参加合作医疗保险对土地流转制度满意度的影响是 $C_{23} + C_{24}$ ，数值为 0.512 6，表明参与合作医疗的人在 2013 年对土地流转制度的满意度下降了。通过检验 $H_0: C_{24} = 0$ ，就能检验合作医疗在这 3 年内对制度满意度没有变化的虚拟假设，表明合作医疗保险对制度满意度已经下降的假设则是 $H_1: C_{24} < 0$ ， C_{24} 为负值表明假设 H_1 成立。

C_5 表示 2010 年打工人数变量对土地流转制度满意度的影响，而 $C_5 + C_6$ 是 2013 年打工人数对土地流转制度满意度的影响， C_6 度量了经过 3 年时间后所发生的变化。 C_5 数值为 -0.190 2，表明在 2010 年，农户的看法是打工人越多，对土地流转制度越不满意，而到了 2013 年打工人数对土地流转满意度的系数变为 -0.053 5，数值上升，打工人数的均值在 2010 年为 1.1 人，2013 年为 0.98 人，打工人数的减少，促进了土地流转满意度的提升。刘婷婷等分析发现，外出打工农户更愿意选择土地承包经营权抵押或者土地流转^[5]。本研究分析也发现外出打工农户有土地流转意愿增强的趋势。

美国经济学家舒尔茨认为，人的素质改善是促进国民经济增长的主要原因，指出教育是促进收入增加的原动力。教育年限将提高农户的收入预期，受教育年限提高，农户更容易

更换职业。2010 年样本农户的平均受教育年限为 6.19 年,2013 年增长到 7.22 年。2013 年受教育年限对土地流转制度满意度的影响是正向的,说明替代效应明显。农户通过土地流转,获取了劳动力,摆脱了土地约束。受教育年限对土地信用社流转的影响系数从 2010 年 C_9 的 -0.077 增加为 2013 年 $C_9 + C_{10}$ 的 0.1336,说明伴随着农户教育年限提高,更多的农户期望摆脱土地的束缚,从而提高了对土地流转满意度的评价。

1.3 土地禀赋

2003 年,中国农户的平均土地经营规模为 5 010.83 m²,户均拥有地块数为 5.72 块,平均每块地面积为 876.00 m²[6]。本研究样本平均每个农户所拥有的土地面积 2010 年为 1.308 hm²,2013 年为 1.604 hm²。土地面积对土地流转制度满意度的影响为反向影响,2010 年影响系数为 -0.044 95,2013 年降低为 -0.384 9,随着农户拥有土地面积的增多,对土地流转的满意度在下降,说明土地流转的规模效应并没有体现在农户上。

我国农地具有土地细碎化的特征,平罗县农地连片面积较好。2010 年农户平均连片面积为 13 333.4 m²,2013 年连片面积为 14 546.74 m²。土地连片面积正向影响土地流转制度满意度。2010 年样本农户的总收入均值为 3.7 万元,对土地流转制度的满意度影响系数为正,说明收入因素促进了土地信用社流转的满意度。2013 年样本农户的总收入均值为 5.13 万元,对土地流转制度满意度的影响系数为负值,随着收入的增加,土地租金的收入增长缓慢,3 年间土地租金增长了 1 629 元/hm²,租金收入增长了 2 354.44 元。小于总收入增长的幅度。

1.4 农户经济特征

2013 年单位面积土地名义租金收入为 8 615.7 元/hm²,扣除物价上涨因素,2013 年单位面积土地真实租金为 7 389.105 元/hm²(以 2010 年为基数),2010 年为 6 986.7 元/hm²,单位面积土地租金的上涨幅度 5.76%。2013 年户均真实收入为 43 996.57 元(以 2010 年为基数),较 2010 年上涨了 18.9%。农户收入增加的主要途径并不是土地流转收入。2013 年单位面积土地租金正向影响土地流转制度满意度,本研究分析发现收入反向影响土地流转制度满意度,总收入变量对土地流转制度满意度的影响显著(在 5% 的水平)。

1.5 土地流转特征

2010 年流出土地面积对土地流转制度满意度的影响为正向的,影响系数为 0.061 54,2013 年影响系数增加为 0.105 1($C_{31} + C_{32}$),影响力在扩大,平罗县土地信用社土地流转合同期在减少,2010 年为 8.89 年,2013 年减少为 5.79 年,土地流转合同期对土地信用社满意度的影响由 2010 年的 0.080 1,降低为 2013 年的 -0.044 85,流转合同期下降导致农户对土地信用社满意度降低。

1.6 信用社因素

马彦丽等认为,农户对“紧密型”合作社有明显的偏好,但是没有选择余地,“紧密型”的制度安排对农户入社意愿有显著的正向影响,但对农户的入社行为影响不显著[7]。由于合作社的供给有限,农户实际上对合作社的制度安排没有选择的空间。本研究所调研的土地信用社农户有很大的选择

权,可以通过农户经由村委会流转,也可以直接流转给家庭农场、经营者、企业、种粮大户以及私人。平罗县土地信用社对农户是一种“松散型”的制度安排。

农户对村领导作用的评价对土地流转制度满意度影响为正向,2010 年影响系数为 0.095 487,2013 年为 0.548 4,增幅较大,表明农户对村领导作用认可度增加,土地信用社村领导作用的促进作用明显。

农户对土地流转期限评价在提高,由 2010 年的 5.77,增加到 2013 年的 7.13,而同期土地流转期限由 8.89 年下降为 5.79 年,说明农户期望土地流转期限变短。土地流转期限评价变量对土地流转制度满意度的影响系数也由 0.249 6(C_{27})提高为 0.528 9($C_{27} + C_{28}$)。流出土地租金评价变量对土地流转制度满意的影响显著,在 2010 年为 0.541 173,2013 年为 -0.541 3,而土地租金 2013 年单位面积土地真实值为 7 389.105 元/hm²(以 2010 年为基数),2010 年为 6 986.7 元/hm²,土地租金的真实上涨幅度 5.76%,说明农户在这 2 个时期中,由于土地租金增长幅度小,对土地流转制度满意度在降低。

2 宁夏平罗县农户参与土地流转对收入影响的倍差分析

薛凤蕊等认为,控制时变效应和差异效应之后,处理组与对照组相比较,土地流转前后农户人均纯收入、务工收入和租地收入显著提高[8]。本研究分别利用 2010、2013 年收入和参与土地流转的虚拟变量数据,分析 2 个时期参与土地流转导致的收入的变化情况(表 3)。家庭收入构成中的种植业收入扣除了种植成本。这是因为在土地流转后(2013 年)处理组来自土地方面的收入由土地租金收入、种地收入、务工收入等构成,控制组来自土地的收入有种地收入、务工收入等。如果参与土地流转可能导致人力资源外流打工获得更高的收入,但是也可能因为失去土地的劳作而导致收入下降,为了明晰参与土地流转带来的这一影响,笔者通过倍差分析来判断土地流转是否导致了农户收入下降。

表 3 2010、2013 年平罗县农户收入与参与土地流转情况

类别	名义总收入(元)		真实总收入(元)	虚拟变量“是否有土地流转”:是=1,否=0	
	2010 年	2013 年	2013 年	2010 年	2013 年
均值	27 923.55	43 290.85	39 693.14	0.368 5	0.594 4
标准差	27 934.96	54 186.04	49 682.88	0.483 0	0.491 4
样本数(个)	388	609	609	388	609

利用 2010 年的农户总收入 $income_{2010}$ 和虚拟变量是否参与土地流转建立以下回归方程(模型 2):

$income_{2010} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot participate_{2010} + \mu_0$ (2)

式中: $participate_{2010}$ 表示如果参与土地信用社就为 1,否则等于 0 的二值变量。

利用 2013 年的农户总收入和虚拟变量是否参与土地流转建立 2013 年的回归方程(模型 3):

$income_{2013} = \eta_0 + \eta_1 \cdot participate_{2013} + \mu_0$ (3)

从表 4 中可以看出,2010 年参与土地流转的农户要比未参与农户的收入高 1 170.69 元。而 2013 年农户参与土地流转的名义收入要比未参与农户高 2 249.55 元,即使是真实收入也要高 2 062 元。

表 4 2010、2013 年平罗县农户收入与参与土地流转的回归结果

模型名称	变量	系数	标准差	t 值	P 值	R ²
模型 2:2010 年	常数 (Constant)	27 492.090	1 786.643	15.387 0	0.000	0.000 4
	是否参与土地流转	1 170.691	2 942.969	0.397 7	0.691	
模型 3:2013 年名义收入回归结果	常数 (Constant)	41 872.470	3 452.060	12.129 7	0.000	0.000 4
	是否参与土地流转	2 249.550	4 477.470	0.502 4	0.615	
模型 4:2013 年真实收入回归结果	常数 (Constant)	38 392.640	3 165.170	12.129 0	0.000	0.000 4
	是否参与土地流转	2 062.600	4 105.370	0.502 4	0.615	

可以建立以下跨时期的倍差分析模型(模型 4):

$$\delta_1 = (\overline{income}_{2013,是} - \overline{income}_{2013,否}) - (\overline{income}_{2010,是} - \overline{income}_{2010,否})。$$

(4)

式中: $\overline{income}_{2013,是}$ 为 2013 年参与土地流转的收入估计值; $\overline{income}_{2013,否}$ 为 2013 年末参与土地流转的收入估计值; δ_1 为倍差, 是 2 种情况(参与土地流转与未参与土地流转)农户收入的平均差价在 2 个不同时期的差别。由于收入因通货膨胀而增加, 真正有意义的是参与土地流转对真实收入的影响, 那么就需要对 2013 年的收入进行调整, 剔除通货膨胀的影响, 尽管剔除通货膨胀因素后模型 4 的显著性下降, 但是对于比较倍差仍然具有解释力。

表 5 分析表明, 在 2010 年参与土地流转农户的收入要比没有参与流转农户的收入高 1 170.691 元。这表明 2010 年参与土地流转的农户在劳动力转移方面有显著的增加, 农户因为土地流转而增加了其他收入。2013 年参与土地流转的农户要比没有参与流转的农户的真实收入高 2 062.60 元; 而 2013 年名义收入的差额是 2249.55 元, 与 2010 年相比, 差额在扩大。2013 年真实收入与 2010 年基期收入的倍差是 891.909, 2013 年参与和没有参与土地流转的差额相对于 2010 年增加了 891.909, 差距幅度大。而名义收入的倍差为 1 078.86, 说明名义收入衡量的 2013 年与 2010 年差距扩大。总体看, 由于参与土地流转导致农户收入上升的影响在逐步扩大, 参与土地流转与没有参与土地流转的差距经过 3 年后

表 5 平罗农户参与流转的收入跨时期倍差分析

类别	2010 年没有参与流转的收入	2010 年参与流转的收入	2013 年没有参与流转的真实收入	2013 年参与流转的真实收入	2013 年没有参与流转的名义收入	2013 年参与流转的名义收入
数值	27 492.09	28 662.78	41 872.47	43 935.07	41 872.47	44 122.02
差额		1 170.69		2 062.60		2 249.55
倍差		891.91				1 078.86

倍差幅度扩大, 说明农户在逐步通过外出打工、租地等方式提高收入, 农地流转是解决农民收入低的有效手段。

3 结论

本研究利用跨时期独立横截面数据剖析了 2010 年与 2013 年宁夏平罗县农户对土地信用社满意度的变化情况, 分析发现, 2013 年满意度与 2010 年相比在增加, 2 个时期各因素对满意度的影响存在着较大的转变。促进土地信用社制度满意度增加的显著性因素有“是否参加养老保险”“农户对土地信用社土地流转期限的评价”。促进土地信用社制度满意度下降的显著性因素有“农户总收入”“农户收到的单位面积土地租金”“农户对流出土地的租金评价”。完善土地信用社制度应该调整土地流转期限, 从农户角度出发应该缩短土地流转期限, 保障农户利益, 另外要增加农户土地流转租金收入, 完善家庭劳动力禀赋, 提高农户的养老保险、医疗保险待遇, 从而促进农地流转。

参与土地流转农户收入与非参与农户的收入的倍差分析表明, 参与土地流转的样本农户收入普遍上升, 参与土地流转释放劳动力带来额外的非农业收入, 倍差数值从 2010 年到 2013 年在扩大, 参与土地流转样本农户的收入增加明显, 土地流转导致的收入效应将长期存在, 这将是土地流转的较大障碍。

参考文献:

- [1] 王 岩, 杨俊孝. 天山北坡经济带农户农地流转行为影响因素分析——以玛纳斯县为例[J]. 中国农业资源与区划, 2013(6): 43-50, 69.
- [2] 张晓雯. 农户对专业合作社依存性影响因素分析——基于山东等四省 408 户农户调查数据的分析[J]. 中央财经大学学报, 2011(1): 76-79.
- [3] 陈希敏, 侯 英. 农户金融合作意愿的影响因素分析——基于西部五省农户调查[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2014(3): 16-23.
- [4] 封铁英, 高 鑫. 农户流转土地参加新型农村社会养老保险意愿实证研究——基于政策协同的视角[J]. 中国土地科学, 2014(4): 53-60.
- [5] 刘婷婷, 刘钟钦, 吴东立, 等. 农户土地承包经营权抵押意愿及其影响因素分析——基于 237 个样本农户的调查[J]. 农村经济, 2013(2): 38-41.
- [6] 陈培勇, 陈风波. 土地细碎化的起因及其影响的研究综述[J]. 中国土地科学, 2011(9): 90-96.
- [7] 马彦丽, 施轶坤. 农户加入农民专业合作社的意愿、行为及其转化——基于 13 个合作社 340 个农户的实证研究[J]. 农业技术经济, 2012(6): 101-108.
- [8] 薛凤蕊, 乔光华, 苏日娜. 土地流转对农民收益的效果评价——基于 DID 模型分析[J]. 中国农村观察, 2011(2): 36-42, 86.