

夏 晨,张超群,王立群,等. 土地转出行为对农户收入差距的影响——基于山东省潍坊市调研数据[J]. 江苏农业科学,2017,45(11):264-268.
doi:10.15889/j.issn.1002-1302.2017.11.069

土地转出行为对农户收入差距的影响 ——基于山东省潍坊市调研数据

夏 晨,张超群,王立群,郭 轲

(北京林业大学经济管理学院,北京 100083)

摘要:基于山东省潍坊市寒亭区和寿光市的实地调研数据,运用多元线性回归模型考察农户土地转出对农户家庭人均收入的整体影响,运用分位数回归模型估计农户土地转出行为对不同收入组农户收入的边际贡献,通过比较系数差,考察农户土地转出行为对农户收入差距的影响。结果表明,目前我国农村内部收入差距较大。农户转出土地行为对农户增收具有显著的促进作用。对低等收入到较高收入的农户家庭而言,农户土地转出行为会增加其收入差距;对较高收入和高收入的农户家庭而言,转出土地将缩小其收入差距。

关键词:农地转出;农户收入差距;核密度估计;分位数回归

中图分类号: F301.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2017)11-0264-05

随着我国经济的迅速发展,改革开放初期推行的家庭联产承包责任制已经不能满足我国农业现代化发展的需要。农地细碎化、产业组织化程度低等问题对进一步提升农业生产效率和改善农民生活水平产生了困扰。在这一背景下,党的十八大报告明确提出要通过推进农村土地的适度规模经营,培育和发展多种形式的新型农业经营主体,加快农业发展方式转变、促进我国现代化的发展进程。其中,农村土地流转是实现土地适度规模经营的先决条件。因此,农村土地流转成为目前农村土地制度改革和发展的热点与重点,被广泛关注。农村土地流转是农户家庭对土地资源重新配置的过程。在这一过程中,还伴随着农户家庭其他资源配置格局的变化。农户家庭对既有资源的重新配置会导致家庭收入的变化,致使农户收入差距也会发生变化,而农户收入差距是农业改革过程中需要重视的指标之一。目前,中国近 50% 的人口为农村人口,农村居民内部收入差距的扩大会诱发各种负面效应,如

加剧农村贫困问题,影响社会稳定,阻碍中国经济快速、健康发展等^[1]。因此,在我国促进农户土地流转、推动和发展适度规模经营的过程中,应该兼顾效率与公平,即不能只追求农业生产效率的提升,而忽略对收入差距的影响。可见,关注并研究农户土地转出行为对农户收入差距的影响具有重要现实意义。

Benjamin 等发现,改革开放以来,我国农村收入差距呈现逐渐扩大的趋势,即农村收入分配状况有所恶化^[2-7]。影响农户收入差距的因素具有多样性,从宏观层面上来看,地域、制度等是影响农户收入差距的主要因素;从微观层面上来看,农户收入差距的重要根源在于农户家庭特征、人力、物质、金融、社会资本等。孙敬水等通过构建有序 Probit 模型得出,农户人均收入及收入差距由于农户基本特征、人力、物质、政治资本不同,以及地理环境和地区差异而存在较大差异^[8]。农户资源配置的改变会导致农户收入差距的变化。张永丽等认为,人口和劳动力结构、劳动力配置方式、优质耕地资源的保有量是造成农户收入差距的主要原因,而劳动力受教育水平对于农户收入差距的影响并不显著^[7]。当前在政府干预农地大规模流转的背景下,农户参与土地流转必将对其收入和资源配置格局产生巨大影响^[9]。然而,重点研究农村土地流转对农户收入差距的影响的文献较少。韩茜等指出在经济发达、土地单位收益高的地区,土地倾向于流转到高收入农户手中,可能会扩大当地农户的收入差距;在经济欠发达、土地单

收稿日期:2016-12-12

基金项目:北京市社会科学基金(编号:15JGB044);团中央农村青年工作部第四届农村发展调研项目。

作者简介:夏 晨(1991—),女,安徽安庆人,硕士,主要从事经济预测与决策研究。E-mail:sharechen123@sina.com。

通信作者:王立群,博士,教授,主要从事资源、环境与发展研究。E-mail:wlq@bjfu.edu.cn。

[7]林 略,杨书萍,但 斌. 收益共享契约下鲜活农产品三级供应链协调[J]. 系统工程学报,2010,25(4):484-491.

[8]杨书萍. 收益共享契约下鲜活农产品供应链协调研究[D]. 重庆:重庆大学,2011.

[9]徐 浩,李佳川. 成本和需求扰动时双渠道供应链的协调机制研究[J]. 预测,2014,33(4):70-75.

[10]韩小花,杨倩霞,后 锐. 成本扰动下零售商主导型闭环供应链生产和协调决策[J]. 工业工程与管理,2015,20(1):100-108.

[11]孙 静. 突发事件下两部收费契约协调闭环供应链研究[D].

大连:大连理工大学,2013.

[12]王 禹. 基于两部定价契约的生鲜农产品在线零售商与物流商协同博弈[J]. 物流技术(装备版),2015,34(4):136-138,165.

[13]李滢棠,乔 忠. 果蔬供应链保鲜成本控制协同决策方法研究[J]. 科技与经济,2014,27(5):35-38.

[14]Akçay Y, Natarajan H P, Xu S H. Joint dynamic pricing of multiple perishable products under consumer choice [J]. Management Science, 2010, 56(8):1345-1361.

位收益低的地区,低收入农户更容易获得转入土地机会,当地的收入分配状况会得到改善^[10]。向玲通过多元回归方程参数估计结果对农户家庭未转出土地时的收入差距情况进行模拟,并与流转后的收入差距进行比较指出,短期内农地产权结构变化对农户收入差距没有明显的影响,可能的原因在于目前土地流转尚处于初级阶段^[11]。柴志贤等对多元线性回归模型参数估计结果进行分析得出,土地流转对农户家庭的收入有一定的影响,但影响程度较弱,没有导致农户间收入差距变大^[12]。不难发现,对农户土地转出行为对农户收入差距影响进行研究时均在多元线性回归模型的基础上展开,进行比较的基础往往是非条件均值,所使用的方法过于单一,且并未形成统一论。基于以上研究不足,本研究的主要创新和贡献体现在运用分位数回归方法,利用收入方程估计收入的条件分布,在此基础上计算系数差以更加直观地反映农户土地转出行为对农户收入差距的影响。从以下几个部分来深化上述问题的探讨:第一部分模型构建和研究方法选择;第二部分介绍数据来源及描述性统计分析;第三部分计量模型估计结果;第四部分结论与启示。

1 模型构建和研究方法的选择

1.1 基本假设

农村土地流转是大力发展土地适度规模经营、推动农业发展方式转变的重要措施,根本目的在于增加农民收入^[13]。目前,在政府的大力推动下,越来越多的农民转出耕地,继而更多的农户家庭“剩余劳动力”向非农产业转移,农户收入构成呈多元化趋势。事实上,农户土地转出行为会导致农户资源配置的改变,从而影响收入:(1)种植粮食的收入受当年不可控的自然条件的影响很大,而转出土地所获的租金收入稳定。(2)转出土地后,原本被束缚在自家农地小规模种植上的劳动力得以解放,一部分从第一产业转移到第二、第三产业,一部分被转入土地的公司、合作社等新型农业经营主体雇佣,这些劳动力均得到较高的劳动力报酬。但由于有恋地情节、担心转出土地后收入没有保障、土地流转市场信息不对称等原因,仍然存在大量未转出土地的农户。因此,土地转出行为会在一定程度上影响农户间的收入差距。

基于上述思考,笔者提出以下 2 点假设:假说一,农户土地转出行为增加了农户的收入;假说二,由于农户对是否转出土地及转出土地规模的不同决策,导致部分农户增收,可能会加大农村内部收入差距。

1.2 模型构建与变量设置

基于研究目的与上述基本假设,选取人均家庭收入(Y)作为被解释变量,用家庭总收入/家庭人口数来衡量;土地转出行为($lando$)作为核心解释变量,用农户转出土地占承包土地总面积的比例来反映。

此外,其他因素对被解释变量的影响须要加以控制。考虑有关人力资本理论和生产理论等,现有文献对我国农户收入差距的研究中,选取的影响因素主要包括农户家庭基本特征、人力资本、物质资本等影响农户家庭生计的微观因素以及政策支持、区域经济发展水平等宏观因素。由于调研村庄所属同一个城市,政策支持和区域经济发展水平等宏观因素特征具有趋同性,本研究将其视为模型中的随机扰动项,在选

取控制变量时主要考察微观影响因素。

农村收入差距是由个体农户家庭收入之间存在的差异造成的。单个农户家庭收入是农户家庭在既定的资源禀赋下联合决策的结果,而不是由单个农民所决定的。因此,在构建理论模型时,不能将单个农户家庭成员视为决策整体,应该考虑各农户家庭成员特征的交互关系,主要包括家庭人口数、劳动力数量、劳动力受教育程度、劳动力健康状况、职业分布等。考虑到被解释变量为人均家庭收入,而不是家庭总收入,本研究选取劳动力负担系数(劳动力负担系数=劳动力人数/家庭人口总数)作为其中一个控制变量更为合理。在既定的家庭人口条件下,劳动力负担系数越大,就越有充足的劳动力从事生产活动,家庭收入就可能越多,从而人均家庭收入越大,这将会对农户收入差距造成影响。大多数情况下,农户家庭作为决策单位,所涉及劳动力不止 1 个,因此本研究选取家庭劳动力平均受教育程度来反映劳动力受教育程度。其中,受教育年限是依据现有教育体制下不同教育水平对应的教育年限计算的:家庭劳动力平均受教育程度=(小学劳动力 $\times 6$ +初中劳动力 $\times 9$ +高中劳动力 $\times 12$ +大专劳动力 $\times 15$ +本科劳动力 $\times 16$ +研究生劳动力 $\times 19$)/劳动力人口。研究表明,劳动力受教育程度越高,农户家庭转出土地意愿越大,与此同时,农村劳动力从第一产业成功转移到第二、第三产业的概率也越大,因此,劳动力受教育程度可能会影响农户家庭的联合决策,使农户收入产生差异。劳动力健康程度以优质劳动力占劳动力总数的比例衡量。一般农户劳动力越健康,家庭收入可能越高,进而使农户收入差距发生变化。即使上述特征均相同,农户是否从事非农生产活动这一因素对农户家庭收入也具有很大影响。因此,本研究考虑农户家庭劳动力在农业和非农职业的分布情况,用非农劳动力占劳动力人数的比例来表示。

农户家庭资源禀赋是指农户的家庭成员和整个家庭所拥有的包括天然所有的及其后天所获得的资源和能力^[14]。因此,除了农户家庭成员特征的交互影响外,物质资本作为农户家庭资源禀赋的重要部分,也会对农户家庭收入产生重要影响。换言之,农民除了依靠劳动外,还必须依靠土地(主要指农户家庭承包土地)和其他实物资本获得收入。由于被解释变量为人均家庭收入,本研究选取人均耕地面积对土地进行衡量更为合理。根据调研区域的实际情况,蔬菜大棚是影响农户家庭收入的主要实物资本。基于上述分析,本研究在物质资本变量选取方面主要考虑人均耕地面积和蔬菜大棚种植,其中蔬菜大棚种植以蔬菜大棚面积占家庭承包土地总面积的比例来衡量。

综上,本研究选取人均家庭收入(Y)作为被解释变量,农户土地转出行为($lando$)作为关键性解释变量,劳动力负担系数(X_1)、非农就业(X_2)、劳动力平均受教育程度(X_3)、劳动力健康程度(X_4)、蔬菜大棚种植(X_5)、人均土地面积(X_6)作为控制变量。当然,农村居民收入还会受到未观测因素的影响,本研究将其视为模型中的随机扰动项。

家庭收入数据常常符合对数正态分布,因此本研究在 C-D 函数的基础之上,设定半对数理论模型,扩展并建立收入决定方程如下:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \text{lando} + \sum_{k=1}^5 \alpha_k X_k + \varepsilon.$$

式中: β 与 α 表示解释变量变化 1 个单位引致的农户家庭人均收入水平变化的比例; ε 是随机扰动项。

1.3 方法选择

选取多元线性回归和分位数回归 2 种方法对收入决定方程进行参数估计,其中多元线性回归是对被解释变量的数学期望建模,运用最小二乘法对模型参数进行估计,而分位数回归是对被解释变量的分位数即条件均值建模,运用加权最小一乘法对模型参数进行估计。

首先,对收入决定方程进行多元线性回归以考察农户土地转出对农户家庭人均收入的整体影响,以验证假设一。然后,采用分位数回归估计农户土地转出行为对不同收入组农户收入的边际贡献,并基于 bootstrap 技术对模型中的参数进行假设检验。根据“如果某一因素对高收入群体的边际贡献大于中等收入群体和低收入群体,则说明农户土地流出行为拉大了农户收入差距,反之则缩小了农户收入差距^[15]。”这一标准以直观判断农户土地转出行为对农户收入差距的影响,从而检验假设二。

2 数据说明与统计性描述

2.1 数据说明

受限于数据的可得性,并且基于自然条件、土地流转现状和对农村转移劳动力的吸纳能力 3 个方面的考虑,调研组选取地处鲁中平原传统粮棉油区山东省潍坊市作为典型调研区域。山东省潍坊市地势平坦,天然地块大,有利于机械耕作,具备规模经营的自然条件。近年来,潍坊市积极响应国家大

力发展多种形式的适度规模经营政策,土地流转程度较高,其中以寒亭区与寿光市尤为典型。此外,潍坊市农村的城市化程度也比较高且受到青岛等中型城市的近距离辐射,对于农地转出行为解放的“剩余劳动力”吸纳能力较高。因此,调研组最终选取山东省潍坊市的寒亭区和寿光市作为具体调研地点,此次调查的主要形式为问卷调查和访谈,以农户家庭为基本单位,于 2015 年 11 月对 13 个村的农户家庭进行随机抽样调查以获取第一手数据。在当地工作人员的协助下,研究小组共发放 350 份问卷,回收有效问卷 319 份。

数据的基本处理方式是:首先对筛选之后的有效问卷进行录入;然后针对一些异常值和缺失值进行处理;最后对处理后的数据进行运算,最终生成与实证分析模型中所需要的信息或变量对应的数据。

2.2 农户家庭收入差距现状分析

由表 1 可知,样本农户 2015 年最低的家庭人均收入为 1 016 元,最高家庭人均收入为 105 000 元,极差相当大。为进一步说明农户家庭人均收入的分布特征,对农户人均纯收入进行核密度估计,得到农户人均纯收入核密度分布。由图 1 可知,农户家庭人均收入大多数集中于(5 000,25 000)区间内,绝大多数农户人均家庭收入低于 40 000 元,少数家庭人均收入达到 60 000 元以上,说明目前绝大多数农户家庭集中于中低收入档。同时,运用 R 语言计算所得基尼系数为 0.400 5。依据国际标准,基尼系数位于 0.4~0.5 之间,说明收入差距过大。这一点与“山东省农村居民收入基尼系数近年来已超过国际的警戒线 0.4,位于收入差距较大阶段^[16]”所描述的山东省农户收入差距现状相吻合。

表 1 各变量的描述性统计结果

| 类型 | 变量种类 | 变量符号 | 定义 | 度量方法 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------|---------------|----------------|----------------------------|--------------------|--------|-----------|-------|---------|
| 被解释变量 | 家庭人均收入 | Y | 人均收入(元) | 家庭总收入/家庭人口数 | 21 042 | 16 516.43 | 1 016 | 105 000 |
| | | lnY | 人均收入对数 | 家庭人均收入取对数 | 9.670 | 0.794 | 6.92 | 11.56 |
| 解释变量 | 土地转出 | lando | 土地转出行为(%) | 家庭转出土地面积/家庭承包土地总面积 | 0.448 | 0.500 | 0 | 1.00 |
| | | | | | | | | |
| | 农户家庭人员特征的交互关系 | X ₁ | 劳动力负担系数(%) | 劳动力/家庭人口 | 0.799 | 0.240 | 0 | 1.00 |
| | | X ₂ | 非农就业(%) | 非农劳动力/劳动力总数 | 0.511 | 0.450 | 0 | 1.00 |
| | | X ₃ | 家庭劳动力受教育年限(年/人) | 劳动力受教育年限总和/劳动力总数 | 8.940 | 2.120 | 0 | 13.75 |
| | 物质资本 | X ₄ | 健康状况(%) | 优质家庭劳动力/劳动力总数 | 0.825 | 0.350 | 0 | 1.00 |
| | | X ₅ | 蔬菜大棚种植(%) | 蔬菜大棚面积/耕地总面积 | 0.179 | 0.370 | 0 | 1.00 |
| | | X ₆ | 人均耕地面积(hm ² /人) | 耕地面积/家庭人口 | 0.088 | 0.044 | 0.012 | 0.28 |

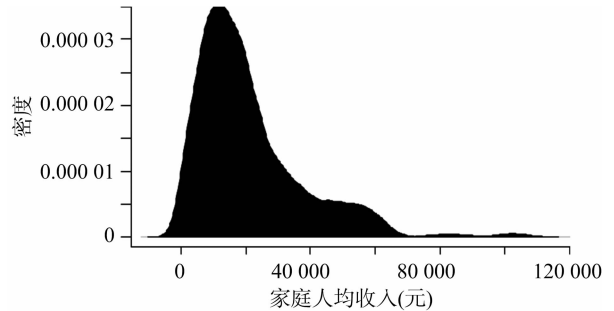


图1 农户家庭人均收入的核密度分布

在进行回归之前,首先对取对数之后的农户家庭人均收入与土地转出情况进行简单的相关分析,初步考察被解释变

量和关键性解释变量之间的关系。结果表明,取对数后的农户家庭人均收入与土地转出情况的 pearson 相关系数为 0.102,P 值为 0.070 1,即在 0.1 水平下显著,可见解释变量和核心被解释变量之间存在着显著正相关关系。

3 结果与分析

运用 Eviews 7.2 分别计算多元回归模型和分位数回归模型的参数估计结果,并对函数的设定形式及估计结果的平稳性进行检验。

3.1 多元线性回归结果分析

运用普通最小二乘法对农户家庭收入决定方程进行参数估计(表 2),所得多元线性回归方程的确定系数(R²)为

0.827,调整后的确定系数(R^2)为0.823,可见回归方程的拟合效果良好。同时, F 值、 P 值分别为212.9、0.000 0,说明回归方程整体上的显著性。

根据系数显著性检验结果,土地转出行为对农户人均家庭收入在1%的统计水平上显著且系数估计值为0.331,农户转出土地行为会增加农户收入这一假说得以证明,即参与土地转出、增加土地转出面积有利于农户收入的增加。此外,控制变量均对农户收入具有显著的正向影响,这说明劳动力负

担系数、非农劳动力占家庭总劳动力的比值、家庭劳动力平均受教育年限、农户承包耕地总面积的增加均有利于农户增收。特别之处在于,蔬菜大棚种植对农户收入的边际影响为2.123,大于农户转出土地对农户收入的边际影响。蔬菜大棚技术成熟的农户由于种植大棚的收入较高不会转出土地,而转出土地的农户中绝大部分具有没有掌握大棚技术、没有充足资金购买大棚设备、自有土地不适合种植大棚等特征。

表2 农户家庭人均收入决定方程的估计结果

| 解释变量 | 被解释变量 lnY | | | | | | | | | | | |
|----------|-----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|
| | 多元线性回归 | | 分位数回归 | | | | | | | | | |
| | | | Q1(0.05) | | Q2(0.25) | | Q3(0.5) | | Q4(0.75) | | Q5(0.95) | |
| | 系数 | 标准差 | 系数 | 标准差 | 系数 | 标准差 | 系数 | 标准差 | 系数 | 标准差 | 系数 | 标准差 |
| 截距项 | 7.395*** | 0.122 | 5.566*** | 0.344 | 6.578*** | 0.263 | 7.392*** | 0.233 | 7.783*** | 0.126 | 8.312*** | 0.221 |
| lando | 0.331*** | 0.095 | 0.183 | 0.213 | 0.199* | 0.117 | 0.286** | 0.125 | 0.300** | 0.118 | 0.179 | 0.191 |
| X_1 | 0.210** | 0.092 | 0.690*** | 0.156 | 0.702*** | 0.123 | 0.219* | 0.113 | -0.026 | 0.167 | 0.273 | 0.192 |
| X_2 | 0.794*** | 0.105 | 1.003*** | 0.302 | 0.829*** | 0.131 | 0.745*** | 0.129 | 0.858*** | 0.123 | 1.002*** | 0.245 |
| X_3 | 0.082*** | 0.011 | 0.125*** | 0.017 | 0.115*** | 0.016 | 0.102*** | 0.013 | 0.098*** | 0.014 | 0.053 | 0.037 |
| X_4 | 0.170*** | 0.061 | 0.741*** | 0.268 | 0.225*** | 0.084 | 0.064 | 0.076 | -0.018 | 0.138 | -0.005 | 0.183 |
| X_5 | 2.123*** | 0.068 | 1.971*** | 0.179 | 2.047*** | 0.065 | 2.166*** | 0.068 | 2.135*** | 0.082 | 2.034*** | 0.145 |
| X_6 | 0.223*** | 0.034 | 0.285*** | 0.051 | 0.184*** | 0.038 | 0.177*** | 0.041 | 0.215*** | 0.046 | 0.155*** | 0.045 |
| R^2 | 0.827 | | 0.619 | | 0.650 | | 0.628 | | 0.617 | | 0.575 | |
| 调整 R^2 | 0.823 | | 0.611 | | 0.642 | | 0.620 | | 0.608 | | 0.567 | |
| P 值 | 0.000 00 | | 0.000 00 | | 0.000 00 | | 0.000 00 | | 0.000 00 | | 0.000 00 | |
| 样本数(份) | 319 | | 319 | | 319 | | 319 | | 319 | | 319 | |

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%、1%水平上显著相关。Q1~Q5 分别表示低、较低、中等、较高、高收入农户家庭。

3.2 分位数回归结果

选取农户人均家庭收入的0.05、0.25、0.50、0.75、0.95等5个分位点进行分位数回归,分别得到低收入、较低收入、中等收入、较高收入、高收入家庭人均收入的收入决定方程。5个方程的 R^2 均在0.57以上,说明所设立的模型具有一定的解释力。分析系数显著性发现,对于低收入农户家庭而言,土地转出对收入的边际影响为0.183,但未通过统计性显著检验。考虑低收入家庭农户的特征,可能的原因是低收入家庭土地转出后,解放出来的劳动力由于自身年龄过大、教育程度低、技术缺乏等导致非农就业机会具有局限性,从而不能显著增加收入。而对于较低收入、中等收入、较高收入的农户家庭,土地转出行为对农户家庭收入影响显著且均为正向影响。而对于高收入家庭而言,农户土地转出对其收入影响相对其他收入等级的农户家庭而言较小,且不显著。通过对转出土地的高收入农户家庭的成员进行访谈不难发现,可能在转出土地之前,主要劳动力已经得到了很好的非农转移,即土地转出行为对除了土地之外的其他资源的配置格局未产生太大影响。根据基本假设,对于高收入农户家庭而言,农户土地转出行为主要增加了地租收入。然而在目前的土地流转市场中,土地租金低,具体为9 000元/hm²或以实物(小麦)衡量为7 500~9 000 kg/hm²,从而对增收的效果不明显。控制变量对不同收入家庭的影响大部分均显著为正,其中拥有更多的人力、物质资本,非农就业机会的农户家庭收入水平显著较高。由于本部分重点不在于研究农户收入水平的影响因素,而是探究农户土地流转对农户收入差距是否具有显著的正向影响,以检验假说二,所以对表2中的分位数回归结果不作进一

步分析。

对不同分位点的函数设定进行联合检验, F 值、 P 值分别为10.587、0.000。结果表明,0.05、0.25、0.5、0.75、0.95等5个分位数的函数估计结果显著不同,即自变量对不同收入等级家庭的人均收入的影响机制不同,所以可通过计算系数差来判断解释变量对农户收入差距的影响(表3)。程名旺等指出“系数差”表示各自变量对不同收入组农户收入的边际影响差异^[15]。如果系数差为正,表示该变量拉大了农户内部收入差距;如果系数差为负,表示该变量缩小了农户收入差距。

表3 分位差异计算结果

| 解释变量 | 系数差 | | | |
|--------|---------|---------|---------|---------|
| | Q5 - Q4 | Q4 - Q3 | Q3 - Q2 | Q2 - Q1 |
| lando | -0.121 | 0.014 | 0.087 | 0.016 |
| 样本数(份) | 319 | 319 | 319 | 319 |

由表3可知,对低收入到较高收入家庭而言,土地转出的系数差均为正值,说明农户土地转出行为对农户收入差距有正向影响,这在一定程度上证明了假说二的内容。分析转出土地的农户家庭特征,不难发现,较高收入到低收入家庭的人均耕地面积、劳动力平均受教育年限、健康程度、非农就业机会等呈现逐渐减小的趋势,因此由土地转出行为获得的土地租金及解放的农村劳动力非农就业转移率、非农就业工资也具有逐渐减小的特征。依据基本假设中的分析,农户土地转出行为对其收入的边际影响也逐渐减小,即农户家庭土地流转行为对较高收入家庭的收入边际影响大,对低收入农户家庭的收入边际影响小,从而对农户收入差距具有正向影

响。而对高收入农户和较高收入农户而言,土地转出的系数差为负值,说明土地转出行为促进农户收入差距的缩小,可能的原因是高收入农户家庭的劳动力在农地流转前非农就业程度较高,农地转出行为对高收入家庭农户收入的边际贡献较低,而对较高收入家庭土地流转行为对收入的边际贡献相对较高,进而缩小了其与高收入农户家庭的收入差距。

4 结论与讨论

本研究分析了农户土地转出行为对农户收入差距的影响机理并提出 2 个假说,在此基础上,对样本农户数据分别建立多元回归模型和分位数回归模型,定量考察了农户土地转出行为对农户收入和农户内部收入差距的影响,以验证假说一和检验假说二,得出以下结论与启示。

(1)目前绝大多数农户家庭的收入集中于中低收入档,基尼系数为 0.400 454 5,农户内部收入差距过大。一般而言,收入差距过大会导致收入分配不公平,不仅影响有效需求的形成、阻碍经济发展,且极易造成社会严重分化,影响社会稳定。因此,在大力发展多种形式“适度规模经营”,推动农业发展方式转变的过程中须兼顾农户收入差距过大问题,在提升农业生产效率、促进农户整体增收的同时,加大对低收入农户家庭的扶持力度,以改善农户收入差距过大的现状。

(2)农户转出土地行为对农户收入具有显著的正向影响,即参与土地转出、增加土地转出面积从整体上有利于农户收入的增加。这意味着目前推动我国农村土地流转、发展适度规模经营的相关政策有利于农户增收。但对于不同收入组别的研究结果表明,农户转出土地行为对低收入农户和高收入农户组家庭收入的正向影响不显著。究其原因,低收入农户家庭土地资源禀赋较少、受教育程度低、非农就业率低、非农就业工资较低,并且未掌握先进的农业种植技术,在这一情况下,即便转出土地,所获得的家庭收入增加程度也不会显著。因此,针对低收入农户家庭,应该加强非农就业培训和农户种植技术培训,以提高其非农就业竞争力和种植能力。高收入农户家庭具有土地资源禀赋大、受教育程度高、劳动力非农就业率高特征,大多数转出土地的高收入农户家庭在土地转出之前,主要劳动力就已经从第一职业转移到第二、第三职业,而目前土地流转市场土地租金较低,从而土地转出行为对其增收效果不明显。

此外,值得注意的是蔬菜大棚种植对农户增收具有显著的推动作用。在对当地农户进行访谈的过程中发现,农户自发或在村支部的组织下进行了地块的重新划分,使由土地细碎化程度较高对蔬菜大棚种植造成的阻碍已经基本消除。目前,很多农户均表示蔬菜大棚种植可以较高程度地创收,但他们却面临着原始资本积累不够充分、缺乏种植技术等方面的现实问题。因此,针对这部分有种植大棚意愿的农户,应该提供资金支持、完善农村金融服务体系的建设,以解决蔬菜大棚建设的资金投入短缺问题;组织种植技术培训,并提倡“干中学”,以产生种植技术的知识积累,使蔬菜大棚种植促进农户增收的效率最大化。

(3)农户土地流出行为对不同收入组别的农户家庭收入

的边际贡献存在差异,从而对农户收入差距产生影响。对低收入到较高收入的农户家庭而言,农户土地转出行为会增加其收入差距;对较高收入和高收入的农户家庭,转出土地将缩小其组间收入差距。根据此结论与上文中的可能原因分析可知,在引导低收入和较低等收入的农户家庭转出土地的同时,应该重视农户的健康保障问题,提供非农就业指导和培训,尽可能消除农户家庭成员特征的异质性,以增加其非农就业报酬,从而增加农户转出土地对低等和较低等收入农户家庭收入的边际影响,最终达到削减甚至消除由农户转出土地行为引起的农户收入差距增大的问题。

参考文献:

- [1]张 兵,刘 丹,郑 斌. 农村金融发展缓解了农村居民内部收入差距吗? ——基于中国省级数据的面板门槛回归模型分析[J]. 中国农村观察,2013(3):19-29,90-91.
- [2]Benjamin D, Brandt L, Giles J. The evolution of income inequality in rural China[J]. Economic Development and Cultural Change, 2005, 53(4):769-824.
- [3]Yao S, Zhu L. Understanding income inequality in China: a multi-angle perspective[J]. Economic change and Restructuring, 1998, 31(2/3):133-150.
- [4]黄祖辉,王 敏,宋 瑜. 农村居民收入差距问题研究——基于村庄微观角度的一个分析框架[J]. 管理世界,2005(3):75-84,169,171-172.
- [5]万广华,张藕香,伏润民. 1985—2002 年中国农村地区收入不平等:趋势、起因和政策含义[J]. 中国农村经济,2008(3):4-15.
- [6]祝 伟,汪晓文. 中国省际间农村居民收入结构和收入差距分析[J]. 中国人口·资源与环境,2010,20(4):137-142.
- [7]张永丽,顾克腾. 甘肃省农户收入差距及其影响因素分析[J]. 西北民族大学学报(哲学社会科学版),2014(1):100-107.
- [8]孙敬水,于思源. 农村居民收入差距适度性影响因素实证研究——基于全国 31 个省份 2 852 份农村居民家庭问卷调查数据分析[J]. 经济学家,2014(8):90-102.
- [9]张 建,诸培新,王 敏. 政府干预农地流转:农户收入及资源配置效率[J]. 中国人口·资源与环境,2016,26(6):75-83.
- [10]韩 菡,钟甫宁. 劳动力流出后“剩余土地”流向对于当地农民收入分配的影响[J]. 中国农村经济,2011(4):18-25.
- [11]向 玲. 新农村背景下农地产权结构变化及其对农户收入影响研究[D]. 武汉:华中科技大学,2013:31,32.
- [12]柴志贤,周 侠,蔡晓宇. 农村土地流转会导致农户收入差距扩大吗? ——以浙江省杭州市为例[J]. 经济研究导刊,2016(5):24-26,50.
- [13]崔 会. 农村土地承包经营权流转对农民实际收入的影响分析[J]. 特区经济,2013(6):93-95.
- [14]孔祥智,方松海,庞晓鹏,等. 西部地区农户禀赋对农业技术采纳的影响分析[J]. 经济研究,2004(12):85-95,122.
- [15]程名望,史清华, Jin Y H, 等. 农户收入差距及其根源:模型与实证[J]. 管理世界,2015(7):17-28.
- [16]宗 刚,李盼道,孙义鹏. 改革开放以来山东省农村居民收入差距演化研究[J]. 北京交通大学学报(社会科学版),2016,15(2):118-124.