

doi:10.13582/j.cnki.1672-7835.2021.05.010

劳动力转移、土地流转和溢出效应对农户种植结构的影响

李克乐,杨宏力

(聊城大学 商学院,山东 聊城 252000)

摘要:系统分析农户种植结构有助于科学回答国家粮食安全如何保障这一重大问题。通过全面考察劳动力转移、土地流转和溢出效应对农户种植结构的影响,发现:(1)劳动力转移对农户种植结构的趋粮化有显著正向影响且二者之间存在相互作用;(2)土地流转形成的土地规模大小对农户种植结构存在动态影响;(3)的确存在农户种植行为溢出效应,家庭特征因素对农户种植结构中的溢出效应具有调节作用;(4)劳动力转移、土地流转和溢出效应对农户种植结构的影响存在明显的地区异质性;(5)对于分散化土地流转农户,土地流转租金亦会促进种植结构“非粮化”,且能通过种植结构中中介变量影响家庭的粮食作物和经济作物净收益。因此,政府应加强劳动力教育培训,引导低质量劳动力转移,推动土地规模化流转,合理发挥农户种植结构中的溢出效应,加强农地流转市场监管,拓宽土地流转市场信息获取渠道,降低土地流转价格,减轻农民租金成本压力。

关键词:劳动力转移;土地流转;溢出效应;土地流转租金;种植结构

中图分类号:F326.11

文献标志码:A

文章编号:1672-7835(2021)05-0077-13

国家粮食安全问题一直备受各国关注。近年来,国内外形势发生重大变化,如何把饭碗牢牢端在中国人自己手中已成为我国面临的现实问题。国家“十四五”规划和2021年“中央1号文件”都明确提出“实施粮食安全战略”。

事实上,随着我国工业化和城市化持续推进,农村劳动力大规模转移对粮食生产产生了明显影响。一些学者认为劳动力转移会造成农村农业劳动供给老龄化^①,劳动供给老龄化和劳动力转移又会减少粮食生产中的时间投入,降低粮食生产效率,进而对粮食生产产生负面影响^②。另外,随着机械化程度的提高,农户理性地增加机械费用投入,提高易于替代的粮食作物比重,从而增加粮食作物种植面积,表现出种植结构的“趋粮化”^③。

当然,还有学者认为劳动力外出务工会使农户更多地将务工收入用于机械投入而部分地补偿了外出务工导致的劳动力供给约束,因而家庭成员外出务工不会改变农户粮食作物的种植概率和种植比重^④。无论劳动力转移对粮食种植面积是正影响、负影响,还是无影响,上述研究均未考虑劳动力转移与种植结构可能存在的相互影响。所以,有必要对此进一步分析和完善,重新审视劳动力转移对种植结构的影响。

土地流转对种植结构的影响,学术界并未形成统一结论。目前,主要存在两种观点,一种是“趋粮化”,一种是“非粮化”。“趋粮化”观点认为土地转入有助于提升粮食种植比例。其中,钱龙通过实证分析得出土地转入有助于提升粮食种

收稿日期:2021-03-10

基金项目:国家社会科学基金项目(18BJL035)

作者简介:李克乐(1992—),男,山东聊城人,博士,讲师,主要从事农村经济、金融衍生品定价研究。

①陈素琼:《代际差异视角下农村劳动力转移对农业老龄化、女性化的影响》,《江苏农业科学》2015年第9期。

②彭柳林,池泽新,付江凡,等:《劳动力老龄化背景下农机作业服务与农业科技培训对粮食生产的调节效应研究——基于江西省的微观调查数据》,《农业技术经济》2019年第9期。

③仇童伟,罗必良:《种植结构“趋粮化”的动因何在?——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究》,《中国农村经济》2018年第2期。

④王翌秋,陈玉珠:《劳动力外出务工对农户种植结构的影响研究——基于江苏和河南的调查数据》,《农业经济问题》2016年第2期。

植比例,土地转出则会降低粮食种植比例,进一步得出土地流转与非农就业存在交互效应并对粮食种植结构产生影响^①。陈浩等通过实地调研发现土地流转以后,规模效益明显,农户种粮有利可图,促进了粮食规模化种植^②。“非粮化”观点多从比较效益角度分析土地流转对种植结构的影响且多偏于定性研究。相较于粮食作物,经济作物的收益更高,土地转入以后,农户更倾向于增加经济作物的种植比例^{③④}。关于土地流转对种植结构的影响并未形成统一结论的原因可能是土地流转对种植结构存在动态影响,随着土地流转实现的土地规模的不同,农户种植结构也会动态调整。张宗毅等虽然利用家庭农场数据得出耕地规模不同,非粮化比例亦会不同^⑤,但家庭农场数据是大规模土地流转,并不能反映当下大多数农户土地流转的现实情况。中国的土地流转普遍存在流转比例高,但流转规模较小的现象。所以,有必要利用一般性农户数据分析土地流转对种植结构的影响。

农村是一个群体化、网络化的组织,是一个熟人社会,农户的行为容易受到其他农户行为的影响,表现出“随大流”现象。目前,从农户的行为视角分析农户种植结构的研究还较为缺乏。在“三农”领域,仅有部分学者对羊群现象有过探讨。比如,斯通格伦(Stone Glenn)等研究发现农户在选择种子时因无法获得有效的信息而缺乏适应性,其决策行为受到其他农户的影响,表现出羊群行为^⑥。杨卫忠利用浙江省嘉兴市调查数据实证分析了土地流转中的农户羊群行为^⑦。张雪等考察了辽宁地区玉米种植结构中的羊群效应^⑧。虽然从经济行为视角分析种植结构的研究较少,但是上述分析亦可为本文的写作提供借鉴。本文认为农户除了受其他农户行为的影响,亦受外部性的驱使。因此,本文将从外部性和行为效应两

个方面深入探讨农户种植结构中的种植行为溢出效应。

基于上述分析,本文尝试借助2016年农业部固定观察点数据,构建联立方程及中介效应模型,实证分析劳动力转移、土地流转和溢出效应对农户种植结构的影响。

一 农户种植结构调整机制分析

本文主要关注劳动力转移、土地流转和溢出效应对农户种植结构的影响。因此,本文分别从这三个方面展开论证,分析其对农户种植结构的影响机理。

(一) 劳动力转移与农户种植结构

劳动力转移实质上是家庭劳动力资源的重新配置。劳动力转移对种植结构的影响可以从两方面进行论证。一方面,劳动力转移增强了劳动力供给约束。家庭经营决策出于收入最大化的目标,在家庭分工决策时,一般青壮年劳动力被分工至外出务工从事非农经营活动。如此一来,外出务工势必造成农业劳动力在数量上和质量上供给的减少。众多研究者也指出农村普遍存在农业劳动力老龄化、女性化现象。因此,面对劳动力供给的减少,农户会选择种植劳动时间投入较少的粮食作物。另一方面,劳动力转移缓解了家庭流动性约束状况。相较于农业劳动,非农劳动对家庭增收效果更显著。面对劳动力缺失,农户会选择技术替代增加机械费用投入,改变家庭面临的劳动力约束。相较于经济作物,粮食作物更易于机械耕种,劳动时间投入更少^⑨。所以,农户出于理性经济人的假设选择增加粮食种植比例。

劳动力转移会影响农户种植结构,但反之,劳动力分工决策时亦会考虑家庭的农作物种植结构,考虑家庭农业生产对劳动时间的需求。亦有

①钱龙,袁航,刘景景,等:《非农就业、农地流转与粮食种植结构调整——基于固定观察点农户层面的微观实证》,《农业现代化研究》2018年第5期。

②陈洁,高韵哲,罗丹,等:《耕地经营权流转对粮食生产的影响》,《农村经营管理》2015年第4期。

③刘琴:《土地流转制度下粮食主产区粮食生产问题研究》,《生态经济》2014年第4期。

④江永红,戚名侠:《土地流转前后我国农产品结构变化的特征分析》,《江西社会科学》2017年第5期。

⑤张宗毅,杜志雄:《土地流转一定会导致“非粮化”吗?——基于全国1740个种植业家庭农场监测数据的实证分析》,《经济动态》2015年第9期。

⑥Stone Glenn D., Flachs A., Diepenbrock C. “Rhythms of the herd: Long term dynamics in seed choice by Indian farmer”, *Technology in Society*, 2014, 36(2):26-38.

⑦杨卫忠:《农村土地经营权流转中的农户羊群行为——来自浙江省嘉兴市农户的调查数据》,《中国农村经济》2015年第2期。

⑧张雪,周密:《农户种植结构调整中的羊群效应——以辽宁省玉米种植户为例》,《华中农业大学学报(社会科学版)》2019年第4期。

⑨李晓峰,李珊珊:《中国农业劳动力流动拉力重构及其效果分析》,《经济经纬》2019年第6期。

学者发现,在不同的种植结构下,农地调整对劳动力转移的激励作用不同^①,这也从侧面说明种植结构对劳动力转移存在影响。

因此,基于上述分析,本文有理由认为劳动力转移与种植结构存在相互影响。

(二) 土地流转与农户种植结构

自2003年《中华人民共和国农村土地承包法》实施以来,中国的土地流转市场得到快速发展,在一定程度上促进了土地集中和农村土地规模化经营。土地流转会改变家庭的土地要素禀赋,从而改变要素配置结构,进而影响农业种植结构^②。农户在种植结构上的调整无非两种路径,一是随着土地规模的扩大增加粮食作物的种植比例;二是随着土地规模的扩大出于比较效益增加经济作物的种植规模。但是,本文认为种植结构不但会随土地流转而调整,亦与土地流转形成的土地规模有关。对参与土地流转的农户而言,分散化土地流转形成的土地规模较小,出于租金成本压力和比较收益,农户会增加利润更高的经济作物种植面积,表现出“非粮化”。规模化土地流转形成的土地规模较大,农户会选择易于机械替代、便于管理的粮食作物,表现出“趋粮化”。随着土地规模扩大,农户“趋粮化”的另一个原因可能是土地规模扩大形成规模经济^③,使得农户种粮利润可观。

农户种植结构随土地规模的变化而进行动态调整,原因在于经济作物和粮食作物的不同特点。随着土地规模的扩大,农户会因经济作物特点受到约束,使其不能总在经济效益驱动下不断扩大经济作物种植面积,这种约束的形成主要源于经济作物的两大特点。(1)经济作物的时间投入更多。粮食作物属于土地密集型产品,而经济作物属于劳动密集型产品,所以相对来说经济作物的投工量更多。有数据显示,2018年小麦、玉米、水稻三种粮食作物的每亩平均用工天数为4.81天,而经济作物每亩棉花平均用工量是13.45天、烟草25.99天、蔬菜33.95天、蚕桑40.75天^④,经济作物的投工量是粮食作物的3倍至5倍。(2)经济作物的机械化水平较低。经济作物由于自身特

点,对机械化技术要求更复杂,使得经济作物的机械化装备缺乏或不成熟,从而造成经济作物在耕、种、收三个环节的机械化水平均较低。有学者测算过8大作物的耕种收三个环节的综合机械化水平,发现小麦、玉米、水稻等主要粮食作物的机械化水平平均达到82.2%,而经济作物像油菜、马铃薯、花生、棉花的平均机械化水平只有47.01%^⑤。更有学者发现在三个环节中的关键机收环节,油菜、马铃薯、花生的机械化水平只有20%左右,棉花的机械化水平甚至不足10%^⑥。

由于经济作物在投工量和机械化水平方面不同于粮食作物,使得农户的种植结构随着土地规模的扩大而进行动态调整。因此,基于上述分析,本文提出假说H1和假说H2:

H1:土地流转实现的土地规模较小时,与粮食作物种植面积和占比负相关。

H2:土地流转实现的土地规模较大时,与粮食作物种植面积和占比正相关。

(三) 溢出效应与农户种植结构

农村是一个网络化的社会组织,农户之间存在较多联系,家庭组织决策也会受到其他农户的影响。因此,农户的种植结构除了受理性经济人的支配,还受社会网络的影响。

像农村这样依傍土地资源聚居在一起的群体网络组织,网络中群体式种植农作物的行为会产生溢出效应,对其他个体农户种植结构形成影响。以经济作物为例,溢出效应的产生机理为:一是技术外溢。当村落中部分个体种植某类经济作物时,关联个体经常性地进行管理经验的交流互动,从而使选种、育苗、施肥等一系列成熟的种植技术会无成本的在地缘网络和亲缘网络间扩散,降低了网络间个体农户种植该作物的技术成本。二是经济外溢。当村落中作物种植形成规模后,常常会吸引大量采购商上门收购,这种销售便利可以有效节约运输成本、时间成本,有利于带动更多的农户参与该作物的种植。三是生产社会化服务规模化收益。某类作物的规模化种植使得无人机病虫害防治、大型农机具作业等成为可能,农户可以

①仇童伟,罗必良:《农地调整会抑制农村劳动力非农转移吗?》,《中国农村观察》2017年第4期。

②徐志刚,谭鑫,郑旭媛,等:《农地流转市场发育对粮食生产的影响与约束条件》,《中国农村经济》2017年第9期。

③陈杰,苏群:《土地流转、土地生产率与规模经营》,《农业技术经济》2017年第1期。

④数据来源:《全国农产品成本收益资料汇编2018》。

⑤陈巧敏,李斯华,王利民,等:《主要农作物生产全程机械化水平评价研究》,《农机化研究》2017年第1期。

⑥张宗毅:《2014年我国农机化发展形势分析》,《中国农机化学报》2014年第1期。

享受的社会化服务项目更多,单位产品生产成本更低,这种生产的便利化和成本的节约吸引了更多的农户从事该作物的种植。

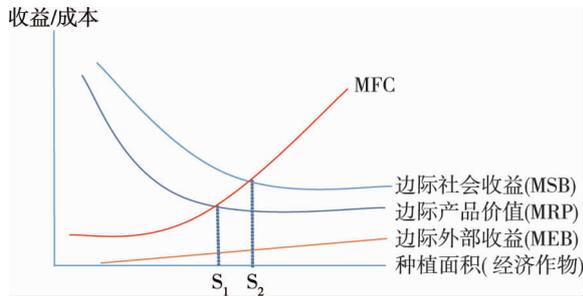


图1 溢出效应与种植结构

图1展示了溢出效应和种植结构的关系^①。关于图1中MFC、MEB曲线,下面给予说明。

(1) 边际要素成本(MFC)

假定农户的总成本函数满足:

$$TC = C_0 + \omega L(Q) + tS(Q) + rK(Q)$$

其中,工资(w)、租金(t)、利率(r)均为常数。

对上式求导数有:

$$MC = \frac{dTC}{dQ} = \omega \frac{dL(Q)}{dQ} + t \frac{dS(Q)}{dQ} + r \frac{dK(Q)}{dQ} = \omega \frac{1}{MP_L} + t \frac{1}{MP_S} + r \frac{1}{MP_K}$$

根据土地的边际要素成本(MFC)的定义有:

$$MFC_S = \frac{dTC}{dS} = \frac{dTC}{dQ} * \frac{dQ}{dS} = MC * MP_S = MP_S * [\omega \frac{1}{MP_L} + t \frac{1}{MP_S} + r \frac{1}{MP_K}] = t + \omega \frac{MP_S}{MP_L} + r \frac{MP_S}{MP_K}$$

$$r \frac{MP_S}{MP_K} = t + \omega \frac{1}{MP_L} + r \frac{1}{MP_K}$$

由边际技术替代率递减规律可知, $MP_L/MP_S, MP_K/MP_S$ 是递减的,所以 $MP_S/MP_L, MP_S/MP_K$ 是递增的,从而可知边际要素成本(MFC)曲线是递增的。

(2) 边际外部收益(MEB)

边际外部收益主要源于技术外溢、经济外溢和农业社会化服务规模化产生的收益。以经济作物为例,当本村较少农户种植经济作物时,并没有吸引其他农户“追随”,从而产生的外部收益较

少。当本村规模化种植经济作物时,增强了对其他农户的吸引力,经济作物种植面积增加,从而产生更多的外部收益。因此,本文假定边际外部收益曲线递增,但正外部性带来的外部收益相较于土地带来的边际产品价值较小。所以,本文假定边际外部收益的递增速率小于土地的边际产品价值递减速率,从而使 $MSB(MRP+MEB)$ 仍然是递减的,只是相比于 MRP 下降的速率变缓。

此外,除从外部性角度考察对农户种植结构的影响,还可运用“参考群体”“羊群效应”等行为经济学理论分析农户种植结构的溢出效应。参考群体理论认为,个体投资者在无法全面、系统地搜集和处理相关信息时,往往会寻求和追随外部线索如参考群体作为决策的参照点,以求节约认知成本并且减少内心恐惧^②。农村是一个熟人社会,农户之间“比邻而居”。当农户认为盲目改变种植结构会产生较大的农业风险,短期内又无法搜寻到有效的信息做出有效的决定时,常常会将村集体其他成员作为参考群体,效仿他户的种植行为。羊群效应是一个来源于行为金融学的概念,有时也称为“从众效应”。在信息比较封闭,农民受教育程度普遍较低的农村,农户对作物种植选择无法在短期内形成确切的认知和评价时,可能易受逐利性的驱使以及风险规避表现出“随大流”。

基于上述的外部性理论和行为经济学理论的分析,本文认为在农村这样由村户组成的密切交织的网络组织,家庭农作物种植结构易受到外部环境的影响。据此,本文提出假说 H3 和假说 H4:

H3: 他户粮食作物种植面积对被观察农户粮食作物种植面积和占比产生正影响。

H4: 他户经济作物种植面积对被观察农户粮食作物种植面积和占比产生负影响。

二 研究设计

(一) 模型设定

由于劳动力转移与农户种植结构之间可能存在相互影响,所以本文构建如下联立方程:

^①以经济作物为例,当不考虑溢出效应时,全村经济作物的种植面积为 MFC 与 MRP 的交点,此时经济作物面积是 S1;当考虑溢出效应时,全村经济作物种植面积为 MFC 与 MSB 的交点,此时经济作物面积为 S2。从图中可以发现 $S1 < S2$,因此,相较于不考虑溢出效应,村经济作物种植面积有所增长,进而说明家庭种植结构受到其他农户种植结构的影响。

^②谢晶晶,王建琼:《参考群体与羊群行为:人格特质和他评效应的作用》,《南方金融》2019年第2期。

$$\begin{cases} Structure = \alpha_0 + \varphi_1 Mig(Pftime) + \gamma_1 D + \\ \delta_1 X_1 + \delta_2 X_2 + \sum \alpha_i Z_i + \varepsilon_i \\ Mig(Pftime) = \beta_0 + \varphi_2 Structure + \beta_1 Cost + \\ \beta_2 Avtime + \sum \beta_i M_i + v_i \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中, $Structure$ 表示农户种植结构, 本文用 3 种主要粮食作物播种面积和 3 种主要粮食作物播种面积占总播种面积比例表征; Mig 和 $Pftime$ 表示家庭的劳动力转移比例, 用外出务工劳动力与家庭总劳动力之比或非农劳动力时间与家庭总的劳动时间之比表征^①; D 表示家庭是否参与土地转入, 参与土地转入为 1, 否则为 0; X_1 和 X_2 是衡量溢出效应的变量。其中, X_1 表示本村其他农户种植的粮食作物面积, X_2 表示本村其他农户种植的经济作物面积; $Cost$ 和 $Avtime$ 分别表示机械费用投入和单位土地人均农业劳动时间投入; Z 和 M 表示地域特征、户主特征和家庭特征等其他控制变量。

此外, 根据前文的机制分析, 本文要验证土地流转实现的不同土地规模对种植结构的影响。为此, 本文根据耕地面积的大小分为 0 亩~10 亩、10 亩~20 亩和大于 20 亩三个类别用以衡量农户的

土地规模, 并以 10 亩~20 亩作为参照组。考虑到在模型中同时引入土地流转虚拟变量、土地规模虚拟变量以及两者的交互项容易产生共线性问题, 所以本文将土地规模虚拟变量舍去, 仅考虑土地流转和交互项。引入土地规模变量后, 上述联立方程调整如下:

$$\begin{cases} Structure = \alpha_0 + \varphi_1 Mig(Pftime) + \varphi_0 D + \\ \varphi_1 H_1 D + \varphi_2 H_2 D + \delta_1 X_1 + \delta_2 X_2 + \\ \sum \alpha_i Z_i + \varepsilon_i \\ Mig(Pftime) = \beta_0 + \varphi_2 Structure + \beta_1 Cost + \\ \beta_2 Avtime + \sum \beta_i M_i + v_i \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中, $H_1 D$ 和 $H_2 D$ 表示土地流转与土地规模的交互项, 其他解释变量与式(1)定义相同。

(二) 数据与描述性统计

本文采用 2016 年全国农村固定观察点数据。该调查数据包含全国 31 个省市的 23 000 个样本, 数据覆盖面广, 样本容量大, 用以研究种植结构具有不可比拟的优势。经过处理后, 本文保留了 5 554 个样本量。本文模型涉及的主要变量说明和描述性统计详见表 1。

表 1 变量定义和描述性统计

变量名称	变量定义	均值	最小值	最大值
种植结构	3 种粮食作物播种面积(取对数, 亩)	1.823	-2.303	6.564
	3 种粮食作物播种面积与总播种面积之比	0.778	0	1
劳动力转移	非农劳动力/家庭总劳动力	0.288	0	1
	非农劳动时间/家庭总劳动时间	0.327	0	1
土地流转	参与土地转入为 1, 否则为 0	0.172	0	1
溢出效应	本村他户种植的粮食作物面积(千亩)	0.572	0	7.158
	本村他户种植的经济作物面积(千亩)	0.151	0	3.566
土地规模	0 亩~10 亩赋值为 1, 否则为 0	0.717	0	1
	10 亩~20 亩(参照组)	—	—	—
	大于 20 亩赋值为 1, 否则为 0	0.109	0	1
非农收入与农业收入之比(对数)	家庭非农收入/家庭农业收入	0.953	-6.111	10.244
单位土地人均农业劳动时间(对数)	家庭总的农业劳动时间/(劳动力数量 * 土地数量)	1.983	-4.119	6.458
机械费用(对数)	元	6.410	1.609	10.714
家庭特征				
劳动力投入	16 岁~70 岁健康状况良好成员	3.396	1	9
土地投入	亩	10.831	0.1	556
土地细碎化	地块数量(块)	5.299	0	175
户主是否受过农业技术教育培训	是=1, 否=0	0.182	0	1

^①高晶晶, 彭超, 史清华:《中国化肥高用量与小农户的施肥行为研究——基于 1995—2016 年全国农村固定观察点数据的发现》, 《管理世界》2019 年第 10 期。

续表 1

变量名称	变量定义	均值	最小值	最大值
受过农业技术教育培训人数比例	家庭受过农业技术教育培训人数/家庭劳动力数量	0.098	0	1
户主是否受过非农技术教育培训	是=1,否=0	0.086	0	1
受过非农技术教育培训人数比例	家庭受过非农技术教育培训人数/家庭劳动力数量	0.072	0	1
家庭是否有70岁以上老人	是=1,否=0	0.173	0	1
是否为年轻化家庭	家庭平均年龄16岁~40岁的为1,否则为0	0.534	0	1
是否有儿童	是=1,否=0	0.260	0	1
是否有在校学生	是=1,否=0	0.473	0	1
家庭平均年龄	岁	41.578	15	81.5
家庭受教育程度	年	7.146	0	15
户主特征				
户主性别	男=1,女=0	0.955	0	1
户主年龄	岁	55.463	0	91
户主受教育程度	年	7.133	0	17
地域特征				
东部	东部=1,否则为0	0.472	0	1
中部	中部=1,否则为0	0.361	0	1
西部	参照组	—	—	—

三 实证结果分析

(一) 基本回归结果

劳动力转移有不同的衡量标准,本文拟从外出务工劳动力占比和外出务工劳动时间占比两个维度分析三因素对农户种植结构的影响。

1. 外出务工劳动力占比维度

联立方程的估计方法一般分为单方程估计法和系统估计法,单方程估计法忽略了不同方程扰动项可能存在的相关性,而系统估计法将所有方程作为一个整体进行估计,更有效率。因此,本文采用3SLS对联立方程进行系统估计。表2估计结果显示,无论是粮食作物种植面积还是粮食作物种植面积占比,外出务工劳动力占比对农户种植结构均存在显著的正影响,表明外出务工比例越高,农户越会选择增加粮食作物种植面积,这与钟甫宁等的研究结论一致^①。此外,从表2还可以发现农户种植结构亦会影响外出务工劳动力占比,表明劳动力转移与农户种植结构存在相互作用。

关于土地流转对种植结构的影响,表2估计结果显示,土地流转对粮食作物种植面积存在显著的正影响,对粮食作物种植面积占比存在显著的负影响。出现该种现象的原因可能是土地流转能同时增加粮食作物和经济作物种植面积,但是

经济作物面积增长超过了粮食作物面积,从而出现土地流转导致粮食作物种植面积增加但占比下降现象。关于溢出效应,表2的估计结果显示,本村其他农户粮食作物种植面积对被观察农户粮食作物种植面积和占比存在显著的正影响,表明其他农户规模化种植粮食作物,被观察农户亦会增加粮食作物种植面积;本村其他农户经济作物种植面积对被观察农户粮食作物种植面积和占比存在显著的负影响,表明其他农户规模化种植经济作物,被观察农户会减少家庭粮食作物种植面积。至此,表2估计结果证实了假说H3和H4,表明在农村这样的网络化组织中的确存在农户种植行为溢出效应。

2. 外出务工劳动时间占比维度

表3给出的是以外出务工劳动时间占比作为劳动力转移衡量指标的估计结果。从劳动时间角度出发主要是两方面的考虑:一是稳健性检验,二是以外出务工劳动力比例作为劳动力转移的衡量指标,暗含假设是外出劳动力对家庭农业生产不存在任何贡献。然而,由于农业生产的季节性,在现实中许多劳动力存在兼业现象,农闲时外出务工,农忙时从事农业生产。

表3估计结果与表2各变量估计结果的显著性和正负效应基本相同。外出务工劳动时间占比

^①钟甫宁,陆五一,徐志刚:《农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析》,《中国农村经济》2016年第7期。

对粮食作物种植面积和占比依然是显著的正影响;土地流转对粮食作物种植面积依然是显著的正影响,对粮食作物种植面积占比依然是显著的负影响;表征溢出效应的村他户粮食作物种植面积和村他户经济作物种植面积依然分别是显著的

正影响和负影响,这表明估计结果是稳健的。对于系数而言,相较于表 2,表 3 的估计结果总体略大,这说明考虑兼业现象对种植结构的影响是有必要的。

表 2 基本回归结果:外出务工劳动力占比

变量	(1)		(2)	
	粮食作物 种植面积	外出务工劳 动力占比	粮食作物种 植面积占比	外出务工劳 动力占比
外出务工劳动力占比	8.242*** (0.734)		1.651*** (0.172)	
粮食作物种植面积或粮食作物种植面积占比		0.020* (0.011)		-0.144*** (0.029)
是否参与土地转入	0.075*** (0.030)		-0.029** (0.013)	
本村他户粮食作物种植面积(千亩)	0.266*** (0.039)		0.149*** (0.009)	
本村他户经济作物种植面积(千亩)	-0.087*** (0.034)		-0.199*** (0.015)	
户主特征	控制	控制	控制	控制
常数	-0.428 (0.366)	0.060* (0.033)	0.400*** (0.088)	0.192*** (0.036)
地区变量	控制	控制	控制	控制
N			5 554	
χ^2	2 729.26	1 691.97	880.71	1 471.18

注:囿于篇幅,表中仅报告了主要解释变量的估计结果。括号内的数值为标准误,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著水平。下同。

表 3 基本回归结果:外出务工劳动时间占比

变量	(1)		(2)	
	粮食作物 种植面积	外出务工劳 动力占比	粮食作物种 植面积占比	外出务工劳 动力占比
外出务工劳动时间占比	9.519*** (0.819)		2.213*** (0.181)	
粮食作物种植面积或粮食作物种植面积占比		-0.053*** (0.011)		-0.160*** (0.026)
是否参与土地转入	0.119*** (0.038)		-0.035*** (0.013)	
本村他户粮食作物种植面积(千亩)	0.481*** (0.036)		0.161*** (0.009)	
本村他户经济作物种植面积(千亩)	-0.203*** (0.047)		-0.221*** (0.015)	
其他变量	控制	控制	控制	控制
N			5 554	
χ^2	1 368.67	1 624.96	795.12	1 635.27

(二) 不同地区间的异质性检验

为了说明劳动力转移、土地流转和溢出效应对农户种植结构影响的地区差异,本文根据东中西三大经济带进行了分区域检验。表 4 的估计结果显示,本文的估计结果是稳健的,但也存在一定的地区差异。

从劳动力转移变量看,东中部地区劳动力转移对粮食作物种植面积和占比的影响效应比较接近且明显高于西部地区。可能的原因有二:一是

东中部地区劳动力非农化转移程度较高,剩余农业劳动力基本以女性、老年人为主。因此,在家庭农业劳动力低质量化的背景下,更加刺激农户增加粮食作物种植面积。二是较西部地区,东中部地区经济发达,交通便利,灌溉设施完善,为降低价格变动的市场风险,增加粮食作物种植面积不失为一种理性选择^①。此外,西部地区海拔较高,不利于粮食作物种植,地形且多以高原、山地、丘陵为主,这种地形特点会削弱劳动力转移对粮食

^①吴清华,李谷成,周晓时,等:《基础设施、农业区位与种植业结构调整——基于 1995—2013 年省际面板数据的实证》,《农业技术经济》2015 年第 3 期。

作物种植面积的促进作用^①。从土地流转变量看,东中部地区参与土地流转农户依然会显著增加粮食作物种植面积,西部地区对粮食作物种植面积却不存在显著影响。这主要是因为西部地区的地形特点不适宜大规模种植粮食作物,即使土地流转带来经营规模扩大,农户也不会选择增加粮食作物种植面积。从衡量溢出效应的变量看,东部和西部地区的种植结构受外部农户的影响比中部地区更强,且外部效应存在明显的地区差异性。东部地区,外部农户种植经济作物对被观察

农户种植结构产生的负效应强于粮食作物产生的正效应。而西部地区,则截然相反。这主要是东部地区的耕地更丰裕集中,农民受教育程度更高,农户更注重经济效益,所以更容易受到外部农户种植经济作物的影响。而西部地区,市场发育程度和交通便利度相对较低,土地比较分散,农户受教育程度较低,外部农户种植粮食作物时,自身如果选择经济作物,会增加市场风险。此外,亦可能是西部地区经济作物种植比较普遍,所以农户受到外部影响相对更小。

表4 分地区异质性检验结果

变量	东部地区			
	粮食作物种植面积		粮食作物种植面积占比	
外出务工劳动力占比	7.675*** (1.353)		1.403*** (0.306)	
外出务工劳动时间占比		7.885*** (0.893)		1.847*** (0.235)
是否参与土地转入	0.157*** (0.056)	0.144** (0.063)	-0.049*** (0.019)	-0.053*** (0.018)
本村他户粮食作物种植面积(千亩)	0.592*** (0.059)	0.668*** (0.059)	0.200*** (0.013)	0.190*** (0.016)
本村他户经济作物种植面积(千亩)	-1.160*** (0.232)	-1.074*** (0.142)	-0.918*** (0.053)	-0.783*** (0.046)
N	1 736			
χ^2	602.96	596.87	633.23	749.25
变量	中部地区			
	粮食作物种植面积		粮食作物种植面积占比	
外出务工劳动力占比	7.272*** (0.751)		1.132*** (0.157)	
外出务工劳动时间占比		9.477*** (1.266)		1.665*** (0.245)
是否参与土地转入	0.084* (0.053)	0.129*** (0.051)	-0.047*** (0.017)	-0.049*** (0.016)
本村他户粮食作物种植面积(千亩)	0.204*** (0.046)	0.342*** (0.050)	0.085*** (0.011)	0.088*** (0.011)
本村他户经济作物种植面积(千亩)	-0.067* (0.038)	-0.130* (0.073)	-0.117*** (0.015)	-0.136*** (0.019)
N	2 289			
χ^2	1344.34	960.26	266.57	236.40
变量	西部地区			
	粮食作物种植面积		粮食作物种植面积占比	
外出务工劳动力占比	5.929*** (1.071)		1.250*** (0.204)	
外出务工劳动时间占比		5.601*** (1.126)		1.009*** (0.209)
是否参与土地转入	-0.085 (0.070)	-0.077 (0.062)	-0.054** (0.023)	-0.048** (0.022)
本村他户粮食作物种植面积(千亩)	1.229*** (0.128)	1.185*** (0.113)	0.437*** (0.032)	0.400*** (0.027)
本村他户经济作物种植面积(千亩)	-0.660*** (0.218)	-0.633*** (0.153)	-0.367*** (0.040)	-0.349*** (0.033)
N	1 515			
χ^2	434.49	338.43	590.78	691.61

注:囿于篇幅,表中未给出种植结构对劳动力转移方程的估计结果。下同。

(三) 土地流转形成的土地规模对种植结构的影响

表5给出了土地流转实现的耕地规模对粮食作物种植面积和占比影响的估计结果。为了更好地说明,本文以0亩~10亩代表较小土地规模,以大于20亩代表较大土地规模。表5(1)的估计结

果显示,无论是用劳动力还是用劳动时间衡量劳动力转移水平,土地流转与土地规模的交互项都显著影响粮食作物种植面积。土地流转与较小土地规模的交互项对粮食作物种植面积存在显著的负影响,土地流转与较大土地规模的交互项对粮食作物种植面积存在显著的正影响。从估计系数

^①钟甫宁,陆五一,徐志刚:《农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析》,《中国农村经济》2016年第7期。

来看,较 10 亩~20 亩的土地规模而言,参与土地流转实现的土地规模小于 10 亩时,平均使粮食作物种植面积减少 0.162 亩 [$\exp(-0.1765) - 1$]; 参与土地流转实现的土地规模大于 20 亩时,平均使粮食作物种植面积增加 0.168 亩 [$\exp(0.155) -$

1]。表 5(2)的估计结果显示,土地流转实现的较大土地规模对粮食作物种植面积占比依然是显著的正影响。虽然,较小土地规模对粮食作物种植面积占比的影响不显著,但依然是负效应。至此,假说 H1 和 H2 得到证实。

表 5 土地流转形成的土地规模对农户种植结构的影响

变量	(1)		(2)	
	粮食作物种植面积		粮食作物种植面积占比	
土地流转 * 土地规模(小于 10 亩)	-0.119** (0.053)	-0.234*** (0.073)	0.011 (0.025)	-0.001 (0.026)
土地流转 * 土地规模(大于 20 亩)	0.118** (0.062)	0.192** (0.086)	0.096*** (0.029)	0.091*** (0.030)
是否参与土地转入	0.113*** (0.045)	0.199*** (0.061)	-0.057*** (0.022)	-0.055*** (0.022)
外出务工劳动力比例	8.140*** (0.719)		1.639*** (0.169)	
外出务工劳动时间比例		9.425*** (0.806)		2.190*** (0.179)
N	5 554			
χ^2	2670.54	1399.68	894.97	816.77

(四) 内生性说明与稳健性检验

内生性问题的影响,本文已经充分考虑并尽力削弱。采用联立方程正是出于劳动力转移与种植结构之间可能存在的相互作用造成内生性的考虑。在实证分析中,将有关变量的替代变量引入模型,尽可能考虑变量之间的交互作用,同样有助于降低内生性的影响。

为了检验上述结果的稳健性,本文将模型中

衡量溢出效应的变量调整为替代变量“平均每户粮食作物种植面积”和“平均每户经济作物种植面积”以及替代变量“本村他户经济作物与粮食作物种植面积之比”。表 6 估计结果显示,劳动力转移对粮食作物种植面积和占比依然是显著的正影响;衡量土地规模效应的变量对种植结构依然存在动态影响;表征溢出效应的平均每户粮食作物种植面积和平均每户经济作物种植面积对粮

表 6 农户种植结构的稳健性检验:替代变量法

变量	替代变量 1				替代变量 2			
	粮食作物种植面积		粮食作物种植面积占比		粮食作物种植面积		粮食作物种植面积占比	
外出务工劳动力	8.086***		1.533***		8.459***		2.086***	
占比	(0.742)		(0.170)		(0.769)		(0.214)	
外出务工劳动时间	9.088***		2.059***		10.247***		2.584***	
占比	(0.786)		(0.173)		(0.901)		(0.231)	
土地流转 * 土地规模(小于 10 亩)	-0.136***	-0.279***	-0.001	-0.015	-0.099*	-0.179***	-0.029	-0.018
	(0.052)	(0.072)	(0.024)	(0.025)	(0.055)	(0.063)	(0.027)	(0.024)
土地流转 * 土地规模(大于 20 亩)	0.093*	0.157***	0.074***	0.069***	0.080*	0.108*	0.134***	0.109***
	(0.053)	(0.085)	(0.028)	(0.029)	(0.041)	(0.070)	(0.032)	(0.028)
是否参与土地转入	0.136***	0.251***	-0.037*	-0.036*	0.091**	0.135***	-0.079***	-0.065***
	(0.045)	(0.061)	(0.021)	(0.021)	(0.045)	(0.052)	(0.024)	(0.020)
平均每户粮食作物种植面积(亩)	0.019***	0.035***	0.011***	0.012***				
	(0.003)	(0.003)	(0.001)	(0.001)				
平均每户经济作物种植面积(亩)	-0.005***	-0.012***	-0.011***	-0.012***				
	(0.002)	(0.003)	(0.001)	(0.001)				
本村他户经济作物与粮食作物种植面积之比					-0.062***	-0.096***	-0.005***	-0.004***
					(0.010)	(0.010)	(0.000)	(0.000)
N	5 344							
χ^2	2 803.68	1 437.99	950.86	872.81	2 624.61	1 481.64	667.17	677.17

食作物种植面积和占比依然分别是显著的正效应和负效应。替代变量“本村他户经济作物与粮食作物种植面积之比”对被观察农户粮食作物种植面积或占比存在显著负影响,即本村其他农户种植的经济作物面积越多,被观察农户种植的粮食作物面积越少,依然可以证实前述假说。因此,综合可知本文的回归结果是稳健的,模型设定是合理的。

(五) 溢出效应拓展分析

家庭特征因素是否会削弱或增强农户种植结构中的溢出效应?为此,本文进一步选择了家庭平均受教育年限、户主是否受过农业教育培训、是否为年轻化家庭组织等家庭特征变量来识别对溢出效应的调节作用^①。

农户对种植结构的调整是一个家庭决策问题,因此,影响家庭决策的某些家庭特征可能会对家庭的种植结构产生影响。为识别家庭特征因素对种植结构中溢出效应的调节作用,本文在模型

中分别引入溢出效应与“家庭平均受教育年限”“户主是否受过农业教育培训”“是否为年轻化家庭组织”的交互项。表7中(1)和(3)显示,家庭平均受教育年限和是否为年轻化家庭组织会不同程度地削弱溢出效应。可能的原因有二:一是家庭平均受教育年限越长,家庭组织越年轻化,家庭成员拥有的知识越丰富,思想越开阔,在种植结构的决策上越有主见;二是一般来讲受教育年限较长,年轻化的家庭组织,更无意从事农业生产,家庭经营以非农为主,因而受其他农户的影响较小。表7中(2)显示,户主是否受过农业教育培训会增强溢出效应。因为受过农业教育培训的户主家庭一般是以农业生产为主,相对于没有受过培训的户主而言,更懂得经济作物的增收效果和利用溢出效应。综合上述分析,家庭平均受教育年限和是否为年轻化家庭组织对溢出效应具有负向调节作用,户主是否受过农业教育培训对溢出效应具有正向调节作用。

表7 家庭特征的调节效应

变量	粮食作物种植面积					
	(1)		(2)		(3)	
本村他户经济作物与粮食作物种植面积之比	-0.093*** (0.022)	-0.137*** (0.023)	-0.040*** (0.009)	-0.074*** (0.009)	-0.111*** (0.023)	-0.193*** (0.022)
家庭平均受教育年限	-0.014** (0.007)	-0.026** (0.013)				
本村他户经济作物与粮食作物种植面积之比*家庭平均受教育年限	0.004* (0.002)	0.006** (0.003)				
户主是否受过农业教育培训			0.007 (0.036)	-0.029 (0.048)		
本村他户经济作物与粮食作物种植面积之比*户主是否受过农业教育培训			-0.055*** (0.016)	-0.099*** (0.015)		
是否为年轻化家庭组织					-0.062*** (0.054)	-0.101*** (0.037)
本村他户经济作物与粮食作物种植面积之比*是否为年轻化家庭组织					0.066*** (0.019)	0.122*** (0.018)
N	5 103					
χ^2	2 648.03	1 478.06	3 458.24	1 521.68	3 185.72	1 667.03

四 关于土地流转租金对农户种植结构影响的进一步拓展分析

(一) 土地流转租金对种植结构的影响

前述分析已证实分散化土地流转形成的土地规模较小,农户会选择降低粮食作物种植面积,提高经济作物种植比例。农户种植结构的这种理性选择源于农户关注的是农业生产的最终净收益,

获得利润最大化。进一步的问题是:对于分散化土地流转农户,是否会在土地流转租金成本压力下通过调整种植结构实现增收?土地流转租金成本的高低会直接影响家庭农业生产成本,侵占农业经营主体收益。在土地流转租金成本的倒逼之下,农户的选择策略之一就是调整种植结构实现收益最大化。粮食作物收益较低,土地流转租金

^①出于简化以及篇幅的考虑,此处采用“本村他户经济作物与粮食作物种植面积之比”作为衡量溢出效应变量。

成本会对农户减少粮食作物种植面积形成推力;经济作物收益存在比较优势,土地流转租金成本会对农户提高经济作物种植面积形成拉力。因此,本文选择土地流转租金变量来检验对种植结构的影响以及是否会通过种植结构调整对农户净收益产生作用。

表 8 给出了利用上文的联立方程检验土地流转租金对农户种植结构影响的估计结果。从表 8 的估计结果可以发现土地流转租金会对农户粮食

作物种植面积和占比产生负影响。土地流转租金成本升高会降低家庭粮食作物种植面积和占比,这与王善高等、韩国莹等的研究结论一致^{①②}。从系数大小看,土地流转租金成本每提高 1%,粮食作物种植面积平均下降 14.83%,粮食作物种植面积占比平均下降 0.075 个单位。由此可以说明,土地流转租金会影响农户种植结构,降低粮食作物种植面积,促进种植结构“非粮化”。

表 8 土地流转租金对农户种植结构的影响

变量	粮食作物种植面积		粮食作物种植面积占比	
土地流转租金(对数)	-0.110*(0.066)	-0.187***(0.099)	-0.061*** (0.024)	-0.089*** (0.030)
外出务工劳动力比例	4.537*** (1.209)		1.984*** (0.468)	
外出务工劳动时间比例	10.111*** (2.978)		5.469*** (1.048)	
N	912			
χ^2	214.14	139.62	113.27	106.94

(二) 种植结构的中介效应检验

为了考察土地流转租金通过种植结构调整对农户收益的影响,本文借鉴已有研究成果,参照温忠麟等中介效应检验方法^③,构建如下计量模型:

$$\begin{cases} Y = \lambda_0 + \lambda_1 ST + \sum \lambda_i Z_i + \varepsilon_i \\ Structure = \kappa_0 + \kappa_1 ST + \sum \kappa_i Z_i + \varepsilon_i \\ Y = \eta_0 + \eta_1 ST + \eta_2 Structure + \sum \eta_i Z_i + \varepsilon_i \end{cases} \quad (3)$$

方程(3)中, Y 表示家庭种植业收入、粮食作物净收益和经济作物净收益; ST 表示土地流转租金,用土地流转价格表征; $Structure$ 表示农户种植结构,用 3 种主要粮食作物种植面积占比表征; Z 表示家庭特征、户主特征和地域特征等控制变量。

表 9~表 11 分别给出的是土地流转租金通过粮食作物种植面积占比中介变量对种植业收入、粮食作物净收益、经济作物净收益的检验结果。表 9 的估计结果显示,土地流转租金和粮食作物种植面积占比变量均在 1% 的水平上显著,说明存在中介效应且为“部分”的中介效应。其中,中介效应占总效应的比重为 15.51%。这表明土地流转租金对种植业增收的作用中,15.51%是通过

降低粮食作物占比的中介作用实现的。因此,可以得出结论:在土地流转租金的压力和利润最大化的目标下,理性农户会调整种植结构。

表 10 给出的是土地流转租金对粮食作物净收益的中介效应检验结果。表 10 的估计结果显示,土地流转租金和粮食作物面积占比变量均在 1% 水平上显著,说明土地流转租金通过粮食作物种植面积占比对粮食作物净收益存在中介效应且为“部分”的中介效应。其中,中介效应的总解释率为 34.04%。表 10 中(1)和(2)显示土地流转租金对粮食作物净收益和粮食作物占比均存在显著负影响,说明土地流转租金会通过降低粮食作物种植面积占比降低粮食作物净收益。表 11 给出的是土地流转租金对经济作物净收益的中介效应检验结果。表 11 中(1)和(2)显示土地流转租金对经济作物净收益和粮食作物种植面积占比均在 1% 水平上显著,(3)显示土地流转租金对经济作物净收益不存在显著影响,这表明土地流转租金通过粮食作物种植面积占比对经济作物净收益存在完全中介效应,且通过计算可知中介效应的总解释率达到 77.69%。此外,土地流转租金对经

①王善高,雷昊:《土地流转费用上涨对粮食生产的影响研究——基于种植结构调整、农作物品质调整和要素替代的视角》,《中国农业资源与区划》2019 年第 7 期。

②韩国莹,刘同山:《农地流转价格对非粮种植的影响研究》,《价格理论与实践》2020 年第 7 期。

③温忠麟,叶宝娟:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》2014 年第 5 期。

济作物净收益存在显著正影响,对粮食作物种植面积占比存在显著负影响,说明土地流转租金是通过降低粮食作物种植面积占比,增加经济作物面积,提高经济作物净收益的。

综上可知,对于土地转入农户而言,为了抵消土地租金成本影响,出于收益最大化的目标,农户

会通过减少粮食作物种植面积,增加经济作物种植面积,进而降低粮食作物净收益,提高经济作物净收益,实现增收。此外,上述分析也反映出农户调整种植结构决策行为是基于粮食作物和经济作物的比较收益做出的。

表9 土地流转租金对种植业收入的中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	种植业收入	粮食作物种植面积占比	种植业收入
土地流转租金(对数)	0.267*** (0.038)	-0.071*** (0.020)	0.226*** (0.037)
粮食作物种植面积占比			-0.583*** (0.114)
其他变量	控制	控制	控制
常数项	6.704*** (0.476)	1.052*** (0.252)	7.317*** (0.469)
中介效应强度(部分中介效应)		15.51%	
N		768	
R ²	0.782	0.603	0.802

表10 土地流转租金对粮食作物净收益的中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	粮食作物净收益	粮食作物种植面积占比	粮食作物净收益
土地流转租金(对数)	-0.176*** (0.060)	-0.032** (0.016)	-0.116** (0.052)
粮食作物种植面积占比			1.892*** (0.171)
其他变量	控制	控制	控制
常数项	8.012*** (0.731)	0.893*** (0.196)	6.323*** (0.649)
中介效应强度(部分中介效应)		34.04%	
N		756	
R ²	0.386	0.515	0.543

表11 土地流转租金对经济作物净收益的中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	经济作物净收益	粮食作物种植面积占比	经济作物净收益
土地流转租金(对数)	0.240*** (0.100)	-0.063*** (0.018)	0.053 (0.090)
粮食作物种植面积占比			-2.953*** (0.293)
其他变量	控制	控制	控制
常数项	4.472*** (1.384)	0.635*** (0.245)	6.346*** (1.197)
中介效应强度(完全中介效应)		77.69%	
N		592	
R ²	0.592	0.615	0.702

五 结论与政策启示

本文揭示了劳动力转移、土地流转和溢出效应对农户种植结构的影响机理,并利用2016年农村固定观察点数据构建联立方程和中介效应模型检验了其具体影响,得出了以下几点主要结论:(1)家庭劳动力转移对粮食作物种植面积和占比存在显著的正影响,且与农户种植结构存在相互

作用。(2)土地流转形成的不同土地规模对农户种植结构存在动态影响,分散化土地流转形成的土地规模较小会降低农户的粮食作物种植面积和占比,规模化土地流转形成的土地规模较大则会提高粮食作物种植面积和占比。(3)农户的种植结构易受其他农户种植行为的影响,农户的种植行为存在明显的溢出效应,家庭特征因素对农户种

种植结构中的溢出效具有调节作用,家庭平均受教育年限和是否为年轻化家庭组织对溢出效具有负向调节作用,户主是否受过农业教育培训对溢出效具有正向调节作用。(4)劳动力转移、土地流转和溢出效对农户种植结构的影响存在明显的地区异质性。(5)对于分散化土地流转农户,土地流转租金亦会促进农户种植结构“非粮化”,且能通过种植结构中介变量影响家庭的粮食作物和经济作物净收益。

基于上述研究结论,为切实保障国家粮食安全,本文给出以下几点政策建议:(1)在当前的背景下,虽然农村劳动力已基本实现了非农转移,但仍须进一步挖掘,加大劳动力教育培训,引导那些

缺乏必要技术技能的劳动力完成转移。(2)当前土地流转面积虽然增长较快,但仍然以小规模流转为主,因此未来必须着力推动规模化的土地流转。在推动土地规模化流转中,建议发挥村集体作用,积极引导土地向年轻化和知识化的农业达人及新型经营主体流转^①。(3)政府要因势利导,合理利用种植结构中的溢出效应,以阶梯补贴等形式引导农户尤其是新型经营主体搞规模化粮食种植,发挥规模经营主体带头作用,以扩大粮食种植,保障粮食安全。(4)政府应加强农地流转市场监管,健全土地流转市场化平台,拓宽土地流转市场信息获取渠道,降低土地流转价格,减轻农民租金成本压力。

The Impact of Labor Transfer, Land Transfer and Spillover Effects over the Planting Structure of Farmers

LI Ke-le & YANG Hong-li

(School of Business, Liaocheng University, Liaocheng 252000, China)

Abstract: Systematic analysis of the planting structure of farmers will help scientifically answer the important question of how to guarantee national food security. Based on the above, this paper makes a comprehensive study of the impact of labor transfer, land transfer and spillover effects over the planting structure of farmers. Results show that: (1) Labor transfer has a significant positive impact on the grain-tendency of planting structure, and there is an interaction between the two; (2) The scale of land formed by land transfer has a dynamic impact over the planting structure of farmers; (3) There is indeed a spillover effect of farmer's planting behavior. Family characteristic factors have a moderating effect on the spillover effects of farmer's planting structure; (4) There is obvious regional heterogeneity in the impact of labor transfer, land transfer and spillover effects on the planting structure of farmers, and (5) For farmers with decentralized land transfer, land transfer rent will promote the non-grain planting structure, and can influence the family's net income of food crops and cash crops through the intermediary variables of the planting structure. The government should strengthen labor education and training, guide low-quality labor to realize the transfer, promote the large-scale transfer of land, rationally utilize the spillover effects on the planting structure of farmers, strengthen the supervision of the farmland transfer market, broaden the channels for obtaining information on the land transfer market, lower the price of land transfer, and reduce the pressure on farmers' rent costs.

Key words: labor transfer; land transfer; spillover effects; land transfer rent; planting structure

(责任校对 朱正余)

^①杨宏力:《中国农村土地要素收益分配研究》,经济管理出版社 2020 年版,第 144 页。