粮地租金变动对种粮行为调整的影响

刘　余[1]，周应恒[2]

（1. 南京财经大学 经济学院，江苏 南京 210023；2. 江西财经大学 经济学院，江西 南昌 330013）

摘　要：构建农户种粮行为决策的分析框架，基于江苏省 621 户粮食种植户的调查数据，运用多值选择模型和非观测效应综列数据模型，考察粮地租金变动对粮食种植规模和结构的影响。结果显示：粮地租金上涨导致粮食作物播种面积下降的概率增强，其中农户在粮食生产中的固定资产投资水平对该影响存在负向调节作用；种粮面积的缩减最终体现为粮食作物播种面积所占比例的下降，其中农户前期粮食作物播种面积对该影响有约束作用。这表明，短期内粮食生产固定资产投资与粮食经营规模对“去粮化”趋势存在抵挡作用，下一步要通过推动粮地租金理性化、市场化，因地制宜、因时制宜调整对规模种粮户的支持政策，防止短期“非粮化”压力转变为长期趋势。

关键词：粮食安全；粮食生产；土地租金；种植结构；非粮化

中图分类号：F301.4　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202(2021)03－0085－12

一、引言

农业种植结构的“趋粮化”还是“去粮化”与中国粮食安全问题密切相关[1-2]，学术界给予了高度关注。尤其面临 2016 年以来我国粮食播种面积三连降，政府针对种植结构调整中出现的耕地“非粮化”现象出台了多项政策。2020 年 11 月，《国务院办公厅关于防止耕地“非粮化”稳定粮食生产的意见》印发实施，指出必须要处理好发展粮食生产和发挥比较效益的关系，不能单纯以经济效益决定耕地用途，优质耕地要重点用于发展粮食生产。2020 年底，习近平总书记在中央农村工作会议明确指出，粮食安全要党政同责，“米袋子”省长要负责，书记也要负责。2021 年中央“一号文件”和农业农村部第一号文也明确提出了建设国家粮食安全产业带、防止耕地“非粮化”等举措。粮食生产政治地位越发重要[3]。因此，诸多学者围绕中国农业种植结构调整中的“去粮化”和“趋粮化”展开了广泛研究，但似乎尚未形成统一共识。部分学者指出当前我国农地流转过程中“去粮化”趋势明显[4-7]；部分研究指出“去粮化”具有严格的情景依赖，往往针对小规模农地转入户[8]和家庭劳动力十分充裕的农户[9-10]或纯务农户[11-12]，种植结构调整会表现出“去粮化”特征，而对于已经出现农业劳动力非农转移的农户或兼业户，在劳动力刚性约束和农业社会化服务发展的背景下，种植结构调整会呈现出“趋粮化”特征[9,13-14]；钱龙等则认为土地流转过程中“趋粮化”和“去粮化”同时存在，主要表现为土地转出户的“去粮化”和转入户的“趋粮化”[15-16]。在种植结构调整的总体趋势判断上，由于已有研究考察的时期长短不同，也导致研究结论看似不一致。以改革开放为起点看来，我国农业种植结构调整在 2003 年这一时间节点实现了从“去粮化”到“趋粮化”的历史性转变[17]，1978—2003 年，粮食作物播种面积所占比例呈下降趋势，2004 年以来则由 66.17%

收稿日期：2021－01－11　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2021.03.008

基金项目：国家社会科学基金重大项目（20ZDA045）

作者简介：刘　余（1993—），男，江苏靖江人，南京财经大学经济学院讲师，主要研究方向为农业生产、土地租金和生产效率。E-mail：liuyunjau@126.com

上升至2019年的69.95%;但是,专注于种植结构的实时动态调整状况可以发现,尽管2004年以来总体呈"趋粮化",但近年,尤其在2016年以来,种植结构调整中有"去粮化"压力,以粮食作物播种比例为例,其由2016年的71.72%下降至2019年的69.95%。可以看出,影响农业种植结构调整的因素多样,且影响方向不一,同时,在总体趋势判断上,不同文献所立足的时期长短也不同;在这两点共同作用下,已有研究对种植结构调整的"趋粮化"还是"去粮化"判断不尽相同。本研究将聚焦影响种植结构调整的某一种因素,分析其对种植结构调整的实时影响。

种粮收益是影响结构调整的最直接因素[18-19],而粮地租金的持续上涨正对种粮收益形成新的挑战。从我国三种粮食平均生产成本结构看来,2004—2018年,三种粮食平均总成本由395.45元/亩上升至1093.77元/亩,年均增长7.54%,其中土地成本由54.07元/亩迅速上升至224.87元/亩,年均增长10.72%,显著快于总成本增速,这与土地租金的上涨关系密切。随着土地流转型适度规模经营的快速发展,土地成本在经营权的流转过程中被货币化,直接显现出来,纳入总成本计量;同时由于部分地区盲目推进,加速了土地成本的显性化,使之成为农业生产成本快速增长的重要构成。以江苏省为例,2009—2016年,江苏省粮地租金由227.5元/亩上升至791.1元/亩,年均上涨19.5%,其在粮食生产总成本中所占比重由21.6%上升至38.1%。粮地租金的快速上涨不断挤压种粮收益,尤其是农业供给侧改革以来,农产品价格形成机制由"托市"机制转变为市场定价机制,农产品价格波动、下降的趋势明显,粮食生产经营利润空间不断缩减甚至亏损,农户种粮行为调整势在必行。

基于此,本研究将基于对粮地租金变化的事实描述,从粮食种植面积和播种比例两个视角,分析其对农户种粮行为的影响,以期客观全面的认识粮地租金变动对粮食生产的影响,并为后续国家粮食安全形势研判提供些许支撑。

二、理论分析、研究假说及数据来源

(一)理论分析及研究假说

粮食规模经营主体和传统小农户在经营上的逻辑存在一定差异,传统小农户在进行粮食生产时,主要目标是充分利用家庭内部闲暇劳动力,生产一部分农产品主要用以自给自足,这样一种模式不仅大大提高了农业生产率,而且对农业总产出也没有造成太多的负向影响[20],更重要的是这同时保留住了承包耕地的社会保障功能;但是,规模经营主体的基本逻辑与企业更为接近,即雇用一定比例的劳动力(主要为农忙时节的临时用工),以利润最大化并扩大再生产为目标进行粮食规模化生产[21],所得产出也主要用作商品粮出售。因此,粮食规模经营主体追求的目标函数为利润(π)最大化,具体目标函数如下:

$$\begin{aligned} &Max\ \pi = P \cdot Q(Labor, K, Land) - wage \cdot Labor - rate \cdot K - rent \cdot Land \\ &s.t.\ \ E = wage \cdot Labor + rate \cdot K + rent \cdot Land \end{aligned} \tag{1}$$

其中,假定$Q(Labor,K,Land)$是一个严格凹的生产函数方程,并对所有生产要素一阶齐次。P为粮食的市场销售价格;粮食生产投入要素归并为劳动力($Labor$)、资本(K)和土地($Land$d)三者,其中,资本(K)表示资本投入量,包括种子、化肥、农药等物质投入以及购买农机服务费用等资本性投入加总[22];$wage$、$rate$和$rent$分别对应劳动力、资本和土地要素的价格;E为总收入中分配至粮食生产的可支配收入,为一固定值。

根据拉格朗日定理求解利润最大化的一阶条件,不难得到:

$$MP_{Land} = \frac{(1+\lambda) \cdot rent}{P} \tag{2}$$

如若在 P 不发生变化(种植品种和价格都不发生变化)的情形下,需提高土地的边际产量以应对粮地租金上涨。粮食规模经营主体在追求利润最大化的过程中,处于规模报酬递增阶段的农户比重不断下降[23],绝大部分粮食规模经营主体摆脱了次优投入规模,农户在土地要素投入上普遍处于规模报酬递减阶段。因此,在该情形下,农户只得缩小粮食种植规模以应对粮地租金上涨。

粮食规模经营主体和传统小农户的另一点区别在于,规模经营主体在扩张耕地规模的同时,购置农业机械等固定资产的情形更多。小农户在农业机械使用时以购买机械服务为主,随着规模扩大,自有农机更有利于实现规模经济,胡凌啸基于调研数据分析发现,随着农户经营耕地规模的扩张,农户购买机械覆盖生产环节数量也呈增长趋势[24]。因此,对于粮食规模经营主体而言,固定资产以农业机械为主。截至 2016 年末,我国共有拖拉机 2690 万台、耕地机 513 万台、旋耕机 825 万台、收割机 114 万台和各式播种机 652 万台①,这其中,粮食规模经营主体发挥了重要作用。

粮食规模经营主体持有大量农业机械,随着粮地租金上涨,粮食经营规模下降,部分农业机械将被闲置甚至废弃;但是,对于拥有农业机械的粮食规模经营主体而言,其缩减经营规模可能面临部分农业机械闲置或者利用率不高的问题,在此价格和规模水平下购买农业机械服务要比自置农机更为划算,但如若调减经营规模则将面临固定资产折旧甚至废弃的损失,而继续生产的可变成本水平较低,尽管也面临收益的下降,但损失要小于农机废弃的损失。

据此可得到研究假说一:在利润最大化目标约束下,如若农户继续种粮,且粮价未涨,粮地租金上涨将导致农户缩减粮食种植规模;但拥有农机的粮食规模经营主体较没有农机的主体而言调减规模的概率更小,且农机资产越多,调减规模的概率越低。

上述分析主要围绕提高土地边际产量展开,其本质为提高土地边际产品价值(即 $MP_{Land} \cdot P$)来应对土地租金的上涨。若继续种粮,价格不变时,则需要提高土地边际产量,而提高边际产品价值的路径并非仅此一条。从收益角度看来,经济作物收益远高于一般粮食作物,蔬菜、水果、桑蚕茧等作物的收益是粮食经营收益的数倍,与此相比种粮收益相形见绌,比较优势急剧下降[18, 25]。因此,农户也可能会通过调整种植结构,提升经济作物播种比例,抬高土地边际产品价值,来应对土地成本的上涨。但是,粮食作物与经济作物对土地的需求程度完全不同,受劳动力数量约束,大规模的粮食种植户往往在调整结构过程中难度更大,其很难兼顾经济作物的高劳动力强度需要和大规模粮食种植中的高劳动力数量需要,因此,粮食经营规模越大的农户,调整种植结构的灵活性更差。

据此可得到研究假说二:粮地租金越高,农户粮食种植比例越低;但该影响会受到粮食经营规模的约束,表现为种粮规模越大,粮食种植比例下降的概率越低。

(二)数据来源

江苏省是我国的农业大省,2018 年江苏省粮食总产量达 3660 万吨,占全国粮食总产量的 5.56%,位居全国第六,而江苏省人均耕地面积仅为 0.85 亩左右。江苏省农业发展取得的巨大成就,一方面是由于江苏 79% 以上的耕地面积都是平原,农业经营条件较好,另一方面是土地流转市场发育迅速,规模经营广泛开展。因此,以江苏省为例,分析粮地租金上涨对粮食生产的影响具有代表性。故本研究将主要使用江苏省农产品成本收益调查数据,并在同样本区域内开展部分补充调研。

农产品成本收益调查由江苏省物价局实施,样本地点的选择遵循了江苏省稻麦种植的分布特征,其中,苏南地区经济水平较高,城市化进程走在全省前列,粮食生产在江苏省内所占比重较低,

① 数据来源于全国第三次农业普查公报。

因而南京、镇江、常州、无锡和苏州抽取的样本数量相对较少,苏中和苏北抽取的样本户数量所占比重更高。在抽选出的样本县(市、区)范围内,一般进一步随机抽取3个乡镇①,每个乡镇再抽选3个左右的样本农户,最终每个样本县(市、区)约获得10户样本户同时,调查延续时间长,从2012年以来,有土地转入行为的种植户样本显著增多。因此,本研究将使用2012—2016年江苏省农产品成本收益调查数据,共计519户。

同时,本研究采用随机抽样方法,于2018年在江苏主要的农业生产区域(苏中和苏北地区)抽取农户样本,就其2017—2018年农地流转、农业生产投入、产出情况和规模经营风险状况展开问卷调查。样本地最终确定为扬州(高邮和江都)、泰州(姜堰和兴化)和宿迁(泗洪),每个县(市)随机选择两个乡镇,每个乡镇抽选10户左右的粮食规模经营主体,最终得到105户规模户样本作为补充,累计样本总数为621户。

三、粮地成本上涨对粮食经营规模调整的影响

(一)模型设定和变量选择

从实际出发,粮食规模经营主体面临的规模调整选择主要有三种,假定供选择的方案为$AA=1$或2或3,其中1表示粮食经营规模扩大,2表示粮食经营规模不变,3表示粮食经营规模缩小。个体m选择方案$n(n=1,2,3)$的概率表示如下:

$$P(AA_m=n\,|\,x_m)=\begin{cases}P(U_{mn}\geqslant U_{mk},\forall k\neq n)\\P(U_{mk}-U_{mn}\leqslant 0,\forall k\neq n)\\P(\varepsilon_{mk}-\varepsilon_{mn}\leqslant x'_m\cdot\beta_n-x'_m\cdot\beta_k,\forall k\neq n)\end{cases}\tag{3}$$

总共有三种选择方案,选择各方案的概率加总应等于1。通常回归中,往往将选择频数最高的方案(例如,$AA=1$)作为参照方案,并令其系数$\beta_i=0$,由此可得个体m选择方案k的最终概率为:

$$P(AA_m=k\,|\,x_m)=\begin{cases}\dfrac{1}{1+\sum_{k=2}^{3}\exp(x'_m\cdot\beta_k)} & (k=1)\\[2ex]\dfrac{\exp(x'_m\cdot\beta_k)}{1+\sum_{k=2}^{3}\exp(x'_m\cdot\beta_k)} & (k\neq 1)\end{cases}\tag{4}$$

最后,运用极大似然估计(MLE)方法估计上述模型,便能得到解释变量对各个方案选择概率的影响。

根据理论分析和已有研究,解释变量主要包含土地流转价格(*landrent*)、农业机械投资水平(*sunk*cost)以及粮食规模经营主体个体特征、家庭特征、经营特征和风险特征变量。变量具体设置如下:

AA:粮食经营规模调整方向,赋值1表示规模扩大,2表示规模不变,3表示规模缩小。询问近五年变化趋势,更加能够反映受土地流转价格等非短期因素影响的效果。在相邻年间的规模变动上,可能是由于合同到期,尚未拍得新地块等短期因素造成粮食经营规模出现波动;同时,江苏省农地流转期限往往为3年或者5年,询问近五年内的经营规模变化,也可以在一定程度上避免因为流转合同未到期而出现想减少经营规模而无法减少的情形。

landrent:土地流转价格水平。通过询问样本户,根据其自身实际情况,估算所有地块的土地流转价格的平均水平所得。根据理论分析,土地流转价格越高,粮食规模经营主体选择规模缩小的

① 此为一般情况,也存在个别样本县中抽取了4-5个乡镇的情况。

概率越大,相反,流转价格水平越低,扩大规模的概率越大。

sunkcost:农业机械投资水平,为农业机械实际购置额减去残值得到的真实的"供损失的固定资产"。现有研究中衡量农业机械投资水平都是以农户实际购买金额来衡量,亦或是通过农机投资环节数量来衡量[26-27],但考虑到二手农机市场的客观存在,农业机械还存在一定的残余价值,通过询问农户手中的农业机械出售还能获得多少剩余价值,扣减之后得到真正的沉没成本。根据理论分析,在土地流转价格变动的背景下,流转价格上涨,缩小规模的概率增加,但考虑到已经投入的农业机械资产,这将反而使得保持规模不变的概率增大,且两者之间存在正向影响关系。

农户个体特征变量,主要包括生产决策者年龄(*age*)和生产决策者是否参加过农业技术培训(*train*),生产决策者是指在日常粮食生产经营过程中的主要参与者。农户家庭特征变量,主要包括家庭劳动力数量(*laborpop*)和农业收入在家庭总收入中所占比重(*agrincome*)。农业经营特征变量,主要包括粮食经营规模(*scale*)、水稻销售价格(*riceprice*)和小麦销售价格(*wheatprice*)。农业风险特征变量,主要包括农户对农业规模经营风险认知情况(*risk*)和是否出现过农业经营资金短缺情况(*capital*),其中风险感知变量根据农户的自我评价来确定,通过采用李克特量表,分为风险非常小、风险比较小、风险一般、风险比较大和风险非常大五个级别。

表 1　主要变量基本统计量

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量				
粮食经营规模调整方向	2.133	0.694	1	3
关键解释变量				
土地流转价格(元/亩)	805.277	254.812	180	1363
农业机械投资水平(万元)	13.609	18.772	0	103.5
其他解释变量				
规模经营决策者年龄	50.052	7.377	36	70
决策者是否参加过农业技术培训	0.810	0.395	0	1
家庭劳动力数量	3.574	1.071	2	8
农业收入在家庭总收入中所占比重	0.809	0.249	0.113	1
粮食经营规模(亩)	342.339	276.748	16	1720
水稻销售价格(元/亩)	1.326	0.125	1.05	1.6
小麦销售价格(元/亩)	1.093	0.068	0.8	1.25
对农业规模经营风险认知情况	3.162	1.324	1	5
是否出现过农业经营资金短缺情况	0.648	0.480	0	1

数据来源:根据 2018 年笔者开展的江苏省粮食经营规模调研数据计算所得。

表 1 汇报了主要变量的基本统计量。粮食规模经营调整方向均值为 2.133,表明绝大部分样本户经营规模未发生变化;规模经营决策者年龄为 50 岁左右,其中 81% 的决策者参加过农业生产技术培训;样本户粮食平均经营规模为 342.34 亩,规模经营样本户中农业收入在家庭总收入中平均占比 80.9%,表明粮食规模经营主体均是以农业生产为主业;农户对农业规模经营风险认知均值为 3.162,介于风险一般和风险比较大之间,表明当前粮食规模经营风险日益突出,同时,64.8% 的样本户均出现过农业经营资金短缺情况。

(二)结果分析

从模型设定中可以看出,多值选择模型需满足不相关选项独立性的假定(简称 IIA 假定),因此首先验证"无关方案的独立性"是否存在。豪斯曼检验结果显示,剔除两个非参照方案中的任何

一个,均不会拒绝不相关选项独立性假定的原假设。因此,适用于多值选择 Logit 模型。

根据模型设定和变量选择的讨论结果,运用多值选择 Logit 模型,得到如下回归结果。在模型 A-1 中,未考虑粮食规模经营主体农业机械投资水平,重点考察土地流转价格对经营规模调整行为选择的影响。回归结果显示,相较于经营规模不变而言,土地流转价格对选择经营规模缩小有显著正向影响,即随着土地流转价格上涨,规模户选择缩减经营规模的可能性更大;土地流转价格对选择经营规模扩大的影响不显著,但是方向为负,表明土地成本越低,扩大经营规模的可能性越大,符合预期。此外,水稻销售价格和农户对农业规模经营的风险认知情况对选择经营规模缩小有显著影响,小麦销售价格对选择经营规模扩大有显著影响。但部分变量的影响方向与预期并不一致,这我们在后续进一步解释。

表 2 多值选择模型回归结果

变量名称	模型 A-1		模型 A-2	
	1(扩大)	3(缩小)	1(扩大)	3(缩小)
	2(不变)为 base outcome		2(不变)为 base outcome	
土地流转价格	-0.000492(0.00167)	0.00480 ** (0.00233)	-0.00152(0.00188)	0.0109 ** (0.00453)
农业机械投资水平			-0.0626 ** (0.0310)	-0.162 ** (0.0746)
规模经营决策者年龄	-0.000052(0.0425)	0.0938(0.0579)	-0.0140(0.0443)	0.0929 * (0.0638)
决策者是否参加过农业技术培训	-0.788(0.784)	0.531(1.300)	-0.841(0.818)	0.713(1.348)
家庭劳动力数量	-0.0717(0.333)	-0.171(0.475)	0.0629(0.339)	-0.197(0.641)
农业收入在家庭总收入中所占比重	0.234(1.395)	-0.799(2.349)	-0.285(1.568)	-1.61 ** (7.241)
粮食经营规模	-0.00182(0.00159)	-0.00265(0.00198)	0.000352(0.00178)	-0.000294(0.00237)
水稻销售价格	-0.669(2.821)	9.516 * (5.163)	-1.317(2.942)	14.07(8.601)
小麦销售价格	13.53 ** (6.572)	-2.195(6.815)	15.32 ** (7.378)	-3.887(8.082)
对农业规模经营风险认知情况	0.0333(0.317)	2.814 *** (0.815)	-0.0803(0.323)	(0.961)2.855 ***
是否出现过农业经营资金短缺情况	0.879(0.699)	1.586(0.986)	1.121(0.735)	2.200 * (1.206)
常数项	-14.78 * (7.967)	-29.12 *** (9.684)	-16.24 * (8.554)	-37.64 *** (14.35)

注:括号内为标准差,*** 表示 $p<0.01$,在 1% 的显著性水平下显著,** 表示 $p<0.05$,在 5% 的显著性水平下显著,* 表示 $p<0.1$,在 10% 的显著性水平下显著。

按照理论分析,本文进一步加入农业机械投资水平变量,考察粮食规模经营主体的经营规模调整行为选择。在模型 A-2 的回归结果中,相较于经营规模不变而言,土地流转价格对选择经营规模缩小有显著正向影响,对选择经营规模扩大有负向影响,但不显著。关于农业机械投资水平,无论是经营规模扩大还是缩小,农业机械投资水平对其都有显著负向影响,即农业机械投资水平越高,经营规模缩减和扩大的概率都更低,农业机械作为粮食规模经营主体的主要固定资产,投资水平越高,缩减规模面临的损失更高,因此缩减规模的概率越低,但为何规模扩大的概率也越低?这可能主要是由于在江苏,粮食规模经营主体的农业机械投资往往是与规模相匹配的,缩减面积面临损失,扩大规模也需要有较高成本,因此维持在固定规模的概率较高。此外,与经营规模不变相比,规模经营决策者年龄越高,缩减经营规模的概率越大;农业收入在家庭总收入中所占比重越高,缩减经营规模的概率越低;农户对规模经营风险认知强度越大,缩减经营规模的概率越大;经

历过农业生产资金短缺的规模户也有更大的可能减小经营规模;上述控制变量均符合预期,但是,粮食销售价格,尤其是水稻销售价格对农户经营规模调整行为选择的影响与预期相反,在模型 A-1 中,水稻销售价格对选择经营规模缩小有显著正向影响,模型 A-2 中尽管影响并不显著,但方向仍为正,重新观察样本数据发现,姜堰地区的样本户选择缩小经营规模的比重较高,但是姜堰地区水稻种植以"南粳 9105"等优质品种为主,且存在很多样本户将水稻销售给种子公司的情形,因此水稻销售价格与样本平均水平相比较高,这也是导致出现该结果的可能原因,而小麦销售价格相对平稳,故观察小麦销售价格对粮食经营规模选择行为的影响会更为可靠。

表 3　多值选择模型相对风险比率

变量名称	RRR			
	模型 A-1		模型 A-2	
	1(扩大)	3(缩小)	1(扩大)	3(缩小)
土地流转价格	1.000	1.005	0.998	1.011
农业机械投资水平			0.939	0.850
规模经营决策者年龄	1.000	1.098	0.986	1.097
决策者是否参加过农业技术培训	0.455	1.701	0.431	2.040
家庭劳动力数量	0.931	0.842	1.065	0.821
农业收入在家庭总收入中所占比重	3.437	0.777	0.790	0.411
粮食经营规模	0.998	0.997	1.000	1.000
水稻销售价格	0.512	13576.370	0.268	1283478.000
小麦销售价格	749376.700	0.111	4517140.000	0.021
对农业规模经营风险认知情况	1.034	16.673	0.923	17.370
是否出现过农业经营资金短缺情况	2.408	4.885	3.069	9.027
常数项	0.000	0.000	0.000	0.000

表 2 汇报的结果仅能判断方向,为了便于解释回归结果,进一步汇报相对风险比率,可以看出解释变量变动对被解释变量选择行为出现概率的影响。从表 3 可以看出,较经营规模不变的规模经营主体而言,土地流转价格每上涨 1 元/亩,缩减经营规模的几率就会增加 1.1%;农业机械投资水平每提高 1 万元,缩减经营规模的几率就会减少 15%。以此类推,可以对显著的解释变量作出相应解释。需要注意的是,相对风险比率与解释变量的取值相关,即解释变量的单位选择会对相对风险比率产生影响。

四、粮地成本上涨对经营结构调整的影响

(一)模型设定和变量选择

为验证本章第三个假说,需构建粮食经营比重影响模型。参照钟甫宁等以及徐志刚等相关研究,构建如下农户种植非观测效应综列数据模型[28-29]:

$$Grainp_{it} = \alpha + \beta landrent_{it} + X_{it}\gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,被解释变量为粮食作物播种面积所占比重,解释变量主要包含用以粮食经营的土地流转价格以及其他控制变量,μ_i 为农户观测效应,包含随农户个体变化而变化但不随时间变化、且对粮食播种比例有影响的各种因素,ε_{it} 为扰动项,其包含既随农户变化而变化也随时间变化的不可观测因素。α、β 和 γ 为待估参数。变量具体设定如下:

Grainp:粮食作物播种面积所占比例。粮食作物包括水稻(又分粳稻、早籼稻和晚籼稻)、小麦、

玉米和大豆,经济作物主要包括蔬菜、茶叶、桑蚕茧、水果、糖、烟、药和油料作物,本文使用的江苏省数据,主要经济作物为蔬菜(包括茄子、菜椒、西红柿、黄瓜、大白菜、豆角等等)、桑蚕茧、油料作物以及少部分绿毛茶。根据粮食作物播种面积加总除以农作物播种总面积(包括经济作物播种面积)得到本小节研究的被解释变量,即粮食作物播种面积所占比例。

landrent:粮食经营土地流转价格。江苏省是粮食生产大省,其中粮食生产又以稻麦轮作为主,因此粮地成本在此处即指稻麦轮作种植地块的土地流转价格。将水稻和小麦生产成本核算中的土地流转费用相加后,即可以得到用作粮食经营的地块流转价格。

其他控制变量包括农户个体特征变量、农业生产补贴、粮经比较收益以及年份变量。

农业生产补贴:包括粮食作物补贴和经济作物补贴。粮食生产补贴是国家农业支持政策体系的重要构成,目前江苏省从事粮食作物经营尤其是稻麦种植的均能获得补贴,因此样本户均获得了粮食生产补贴,其中差别在于补贴金额的高低,故设置粮食生产补贴变量(*lsallowance*)[30]。而经济作物不同,其经营效益高,国家农业支持水平相对较低,且并非只要从事经济作物种植就一定能够补贴,故先设置虚拟变量:是否获得经济作物生产补贴(*jjcode*,等于1时表示获得了补贴),其次将该虚拟变量与经济作物生产补贴金额相乘,获得经济作物生产补贴交叉项(*jjallowance*)。

粮经比较收益:经济作物种植的高收益水平是促使农户调结构的重要动因之一,而如何度量该因素至关重要,本研究借鉴彭长生等、唐茂华等以及周静等人研究,计算比较收益指数衡量粮食作物和经济作物生产效益的差距[31-33]。因为收益是本章考虑的重心,因此采用单位面积收益比较指数(*revune-index*)。具体计算过程,即以经济作物生产亩均利润水平除以粮食生产亩均利润水平。

其他控制变量包括户主的年龄(*age*)和受教育程度(*edu*)。此外,引入年份虚拟变量(*year*),控制其他时变因素。

需要注意的是,耕地资源禀赋对种植结构的调整有制约作用[29]。对于耕地面积较大的农户而言,更会倾向于耕种粮食实现集中连片管理,而经济作物生产在目前的技术水平条件下还无法实现大规模经营,耕地面积较小的农户则更倾向于通过精细化管理进行经济作物种植,从而获取更高的收益。因此,为进一步检验耕地资源禀赋对结构调整的影响,在上述模型中引入耕地面积大小(scale)与粮食经营土地流转价格的交互项,最终形成如下模型:

$$Grainp_{it} = \alpha + \beta_1 landrent_{it} + \beta_2 landrent_{it} \cdot scale_{it} + \gamma_1 age_{it} + \gamma_2 edu_{it} + \gamma_3 lsallowance_{it} + \gamma_4 jjcode_{it} + \gamma_5 jjallowance_{it} + \gamma_6 year_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

为了便于回归结果的解释,耕地面积大小设定为虚拟变量,如果该样本户耕地经营规模大于总体均值,则赋值为1,如果小于总体均值,则为0。式(6)为非观测效应综列数据模型,针对基于面板数据的非观测效应综列数据模型,可设定为固定效应模型,利用普通最小二乘法得到固定效应估计量。

(二)结果分析

根据模型设定和变量选择的讨论结果,运用固定效应模型,得到如下回归结果。输出结果显示,F检验的P值为0,强烈拒绝原假设,故认为固定效应回归明显优于混合回归。

在模型B-1中,首先不考虑耕地面积大小的约束条件,回归分析粮食经营土地流转价格对粮食播种面积所占比例的影响。粮食经营土地流转价格对粮食作物播种面积所占比重有显著负向影响,亩均土地流转价格每上涨1元,粮食作物播种面积在农作物中所占比例将下降0.3%;经济作物较粮食作物单位面积收益比对粮食作物播种比例有显著负向影响,收益指数每上升一单位,粮食播种比例下降0.04%;关于生产补贴,粮食作物的生产补贴对粮食播种比例不存在显著影响,这

可能是由于粮食生产补贴基本实现了全覆盖,且不同农户之间差异不大,因此粮食补贴对种粮积极性的影响不再那么明显,其次经济作物补贴有显著负向影响,相比于经济作物没有补贴的农户而言,有经济作物种植补贴的农户种粮比例将减少 6.6%,同时对经济作物补贴每增加 1 元,粮食播种比例将再下降 0.05%;户主年龄对粮食作物播种比例有显著正向影响,户主年龄每增加一岁,粮食作物播种比例增加 0.2%;受教育程度对粮食播种比例的影响不显著;此外,所有时间虚拟变量中,仅 2016 年有显著差异,2016 年粮食播种比例显著降低了 8%,这与粮食销售价格的变化关系密切,从 2004 试行水稻最低收购价政策以来,稻麦收购价格不断上涨,农民种粮积极性大增,但从 2014 年开始,稻麦最低收购价格连续两年不变,2016 年更是开始试行下调粮食最低收购价格,农户种粮积极性受到打击,这也就可能造成了,2016 年粮食作物播种面积所占比例要显著低于往年。

表 4　模型回归结果

变量名称	Grainp		
	模型 B-1	模型 B-2(稳健性检验)	模型 B-3
土地流转价格	-0.00274** (0.00115)		-0.00342*** (0.00112)
土地流转价格 - 低分组		0.0539* (0.0312)	
土地流转价格 - 高分组		-0.0349(0.0294)	
规模分组 * 土地流转价格			0.00266*** (0.00099)
年龄	0.00184* (0.00105)	0.00191* (0.00105)	0.00114(0.00102)
受教育水平	-0.0118(0.0125)	-0.0115(0.0125)	-0.0201* (0.0122)
粮食生产补贴金额	1.35e-05(0.000138)	-2.98e-06(0.000138)	9.96e-05(0.000134)
是否获得经济作物生产补贴	-0.0655* (0.0367)	-0.0604(0.0367)	-0.0535(0.0356)
是否获得经济作物生产补贴 * 补贴金额	-0.000479*** (0.000181)	-0.000460** (0.000180)	-0.000304* (0.000178)
粮经比较收益	-0.000408** (0.000199)	-0.000419** (0.000199)	-0.000375* (0.000193)
year - 2013	-0.0263(0.0237)	0.00599(0.0329)	-0.0264(0.0230)
year - 2014	-0.0314(0.0268)	-0.0160(0.0347)	-0.0290(0.0260)
year - 2015	-0.0254(0.0321)	0.0160(0.0437)	-0.0267(0.0311)
year - 2016	-0.0798** (0.0348)	-0.0668* (0.0392)	-0.0841** (0.0338)
常数项	1.096*** (0.0875)	0.990*** (0.0871)	1.075*** (0.0849)

注:括号内为标准差,*** 表示 $p<0.01$,在 1% 的显著性水平下显著,** 表示 $p<0.05$,在 5% 的显著性水平下显著,* 表示 $p<0.1$,在 10% 的显著性水平下显著。

借鉴杨俊等以及王善高等研究,将粮食经营土地流转价格划分为高中低三组,并以土地流转价格处于中等水平为基准,设置土地流转价格较高和土地流转价格较低两个虚拟变量,取代粮食经营土地流转价格单一变量纳入模型,对上述实证分析结果进行稳健性检验[7, 34],即模型 B-2。在模型 B-2 的回归结果中,粮食经营土地流转价格较低组农户的粮食播种比例显著高于中等组农户,两者差异为 5.4%,而流转价格较高组的农户与中等组农户之间粮食播种比例不存在显著差异。关于其他控制变量,模型 B-2 中是否有经济作物种植补贴对粮食播种比例没有显著影响,经济作物补贴金额对此有显著负向影响,表明补贴金额的高低更为重要;其他控制变量的估计结果与模型 B-1 基本一致。

进一步,考虑耕地面积大小的约束条件,重新估计粮食经营土地流转价格对粮食播种比例的影响。模型 B-3 回归结果显示,对于耕地面积较小的农户,粮食生产亩均土地流转价格每上涨 1 元,粮食播种面积比例将下降 0.3%,而对于耕地面积较大的农户而言,粮食生产亩均土地流转价格每上涨 1 元,粮食播种面积比例下降不足 0.1%。耕地面积大小作为约束条件,主要是通过影响结构调整的难易程度来对粮食播种比例产生影响,基于本章研究结论,对于规模较大的农户而言,

粮食经营土地流转价格上涨后农户将采取调减粮食经营规模、缩减粮食播种比例的措施,这两项措施具有紧密关系,尤其是缩减粮食播种比例往往伴随着粮食经营规模下降的发生;而农户当前的耕地面积对调减粮食经营规模的操作灵活性有显著影响,规模较大的主体在调减时往往难度更大,灵活性不如规模较小的主体,因此耕地面积大小会约束粮食经营土地流转价格对粮食播种比例的影响。

五、结论与建议

基于全文分析结果可以看出,尽管从长时期看来,我国农业生产结构调整呈现出"趋粮化"特征,但伴随我国粮地租金的快速上涨,农业生产结构调整存在"去粮化"压力。实证分析结果表明,粮地租金上涨将导致粮食作物播种面积下降,粮地租金每上涨一元,农户缩减经营规模的概率便会增加1.1个百分点,其中农户在粮食生产中的固定资产投资水平对该影响存在调节作用,相比于经营规模不变的农户而言,以农业机械为代表的固定资产投资水平每提高一万元,缩减经营规模的概率便会降低15%;种粮面积的缩减最终体现为粮食作物播种比例的下降(即"去粮化"),粮地租金每上涨一元,粮食作物播种面积在农作物中所占比例将下降0.3%,其中农户当期粮食作物播种面积大小对该影响有约束作用,粮食作物播种面积越大,农户"去粮化"调整进程越缓慢。可以看出,当前粮食生产固定资产投资与粮食经营规模对该"去粮化"趋势存在抵挡作用,但若粮地租金上涨问题不能得到尽快解决,随着粮食生产机械老化、粮食经营规模逐渐缩减,我国农业生产结构调整面临的"去粮化"压力将大大增强。

面对粮地租金上涨带来的"去粮化"压力,首先仍应从粮地租金入手,推动形成市场化土地流转价格形成机制。目前农地流转市场一方面在权衡承包户收益和规模经营主体收益时出现了偏差,过分注重于保护土地承包户的财产性收益,出台了诸如最低流转价格等标准,但忽视了对粮食规模经营主体的支持,也可能是认为政府原先对规模经营主体支持很多,没有必要;另一方面对自身的服务职能认识不足,往往通过要求所有流转交易都需要到集体备案等措施将自身交易成本最小化的方式来管理土地流转市场,但是抬高了流转双方的交易成本。当前,随着这种方式所带来弊端的暴露,以及政策环境的变化,政府要求不再公示土地流转规模,土地流转市场应当加强自身的服务职能,在江苏等自发性土地流转市场本身就较为畅通的地区,可以由流转双方自行确定流转价格及契约形式;取消农地流转引导价格标准;在部分情况下,流转市场可以为自身提供的额外服务收取合理费用,例如,农地产权流转交易市场在获取转出地块信息之后,可以对连片地块进行高标准粮田整治,其中一部分资金由政府高标准粮田建设项目资金解决,剩余部分可以以服务费的形式向农地转入方收取。通过加强产权交易市场的服务职能,进一步畅通农地流转市场,推动土地流转价格回归到合理水平,保障粮食规模经营可持续发展。

其次,因地制宜因时制宜的调整对规模种粮户的支持政策。2014年初,农业农村部(原农业部)发布《关于促进家庭农场发展的指导意见》,各级政府对规模经营主体尤其是家庭农场的支持水平达到了最高峰,彼时,转入土地达到一定规模的农户可以从政府获得亩均300~500元不等的支持补贴收入;但随着土地流转型规模经营主体的快速增长,规模经营发展"成效显著",政府又转而对传统小农户出台了一系列支持措施,2019年初,《关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见》出台实施,规模经营主体似乎将要从政府支持的对象中消失,这种变化背后是各级政府对政绩的追求,却忽视了这对规模经营发展中规模户的损害。未来,我国农业支持政策在实施过程中要避免一拥而上和一拥而下两种极端,应当制定合理的支持标准,可以对优秀的规模经营主体进行奖励性支持,但也要对真正有需要、有必要的进行帮助支持;同时,支持政策要因地制宜,在成本

较为合理的地区可适当减少支持,而在成本上涨较为突出的地区,应当给予一定支持保护。实现农业规模经营仍是我国农业发展的主要目标之一,各级政府要因地制宜因时制宜地调整支持政策,保证国家对粮食规模经营主体支持的有效性和持续性,警惕"非粮化"趋势发展过快。

参考文献:

[1]朱晶,李天祥,林大燕,等. "九连增"后的思考:粮食内部结构调整的贡献及未来潜力分析[J]. 农业经济问题,2013(11):36 - 43.

[2]YU X. Engel curve, farmer welfare and food consumption in 40 years of rural China[J]. China Agricultural Economic Review, 2018(10): 65 - 77.

[3]郑风田,普蕖喆. 反思政策性粮食储备体系:目标分解与制度重构[J]. 中州学刊,2019(11):42 - 48.

[4]KAN K. Creating land markets for rural revitalization: Land transfer, property rights and gentrification in China[J]. Journal of Rural Studies, 2021(1):68 - 77.

[5]袁惊柱,姜太碧. "耕地去粮化"对粮食安全影响的实证分析——以四川省农户为例[J]. 中国人口. 资源与环境,2011(S2):189 - 192.

[6]吕东辉,徐彩芬,张郁. 价格波动对黑龙江省种植结构影响的模拟分析[J]. 农业技术经济,2019(12):96 - 106.

[7]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[J]. 中国农业资源与区划,2019(7):58 - 65.

[8]罗必良,江雪萍,李尚蒲,等. 农地流转会导致种植结构"非粮化"吗[J]. 江海学刊,2018(2):94 - 101.

[9]罗必良,仇童伟. 中国农业种植结构调整:"非粮化"抑或"趋粮化"[J]. 社会科学战线,2018(2):39 - 51.

[10]SU Y, QIAN K Q, LIN L, et al. Identifying the driving forces of non-grain production expansion in rural China and its implications for policies on cultivated land protection[J]. Land Use Policy, 2020(92):1 - 10.

[11]易小兰,颜琰. 劳动力价格对粮食生产的影响及区域差异[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2019(6):70 - 83.

[12]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[J]. 中国农村经济,2018(2):65 - 80.

[13]檀竹平,洪炜杰,罗必良. 农业劳动力转移与种植结构"趋粮化"[J]. 改革,2019(7):111 - 118.

[14]毕雪昊,周佳宁,邹伟. 家庭劳动力约束下经营规模对农户种植结构选择的影响[J]. 中国土地科学,2020(12):68 - 77.

[15]JI Y, ZHONG F, YU X. Machinery investment decision and off-farm employment in rural China[J]. China Economic Review, 2012(1):71 - 80.

[16]钱龙,袁航,刘景景,等. 农地流转影响粮食种植结构分析[J]. 农业技术经济,2018(8):63 - 74.

[17]罗必良,张露,仇童伟. 小农的种粮逻辑——40 年来中国农业种植结构的转变与未来策略[J]. 南方经济,2018(8):1 - 28.

[18]田旭,张淑雯. 单位面积利润变化与我国粮食种植结构调整[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2017(6):59 - 71.

[19]祝华军,楼江,田志宏. 农业种植结构调整:政策响应、相对收益与农机服务——来自湖北省 541 户农民玉米种植面积调整的实证[J]. 农业技术经济,2018(1):111 - 121.

[20]贺雪峰. 关于"中国式小农经济"的几点认识[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2013(6):1 - 6.

[21]王秀芳,王建忠,王斌. 农业科技创新风险投资:运行与制度创新[M]. 北京:中国财政经济出版社,2016.

[22]孙顶强,卢宇桐,田旭. 生产性服务对中国水稻生产技术效率的影响——基于吉、浙、湘、川 4 省微观调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济,2016(8):70 - 81.

[23]刘余,王越,周应恒. 粮食经营是否进入稳定发展阶段? ——基于江苏省水稻生产效率的测算[J]. 农业现代化研究,2018,39(2):211 - 218.

[24]胡凌啸. 中国农业规模经营的现实图谱:"土地 + 服务"的二元规模化[J]. 农业经济问题,2018(11):20 - 28.

[25]杜志雄,韩磊. 供给侧生产端变化对中国粮食安全的影响研究[J]. 中国农村经济,2020(4):2-14.
[26]柳凌韵,周宏. 正规金融约束、规模农地流入与农机长期投资——基于水稻种植规模农户的数据调查[J]. 农业经济问题,2017(9):65-76.
[27]SU Y, LI C, WANG K, et al. Quantifying the spatiotemporal dynamics and multi-aspect performance of non-grain production during 2000-2015 at a fine scale[J]. Ecological Indicators, 2019(1):410-419.
[28]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[J]. 中国农村经济,2016(7):36-47.
[29]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[J]. 中国农村经济,2017(9):28-45.
[30]许庆,陆钰凤,张恒春. 农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗?——基于全国农村固定观察点调查数据的分析[J]. 中国农村经济,2020(4):15-33.
[31]彭长生,王全忠,李光泗,钟钰. 稻谷最低收购价调整预期对农户生产行为的影响——基于修正的 Nerlove 模型的实证研究[J]. 中国农村经济,2019(7):51-70.
[32]阮荣平,刘爽,刘力,郑风田. 玉米收储制度改革对家庭农场经营决策的影响——基于全国 1942 家家庭农场两期跟踪调查数据[J]. 中国农村观察,2020(4):109-128.
[33]周静,曾福生. "变或不变":粮食最低收购价下调对稻作大户种植结构调整行为研究[J]. 农业经济问题,2019(3):27-36.
[34]叶初升,马玉婷. 人力资本及其与技术进步的适配性何以影响了农业种植结构?[J]. 中国农村经济,2020(4):34-55.

The Impact of Land Rent Change on the Grain Growers' Behavior Adjustment

LIU Yu[1], ZHOU Ying-heng[2]

(1. *School of Economics*, *Nanjing University of Finance and Economics*, *Nanjing* 210023, *China*;
2. *School of Economics*, *Jiangxi University of Finance and Economics*, *Nanchang* 330013, *China*)

Abstract: Based on the survey data of 621 grain growers in Jiangsu Province, this study constructed an analysis framework for farmers' grain growing behavior decision-making, using a multi-value logit model and a comprehensive data model of non-observation effects to investigate the impact of changes in land rent of grain production on the planting scale and structure of grain production. The results show that the increase in the land rent of grain production will increase the probability of decreasing grain planting scale. The level of fixed asset investment in grain production has a negative adjustment effect. The reduction in grain planting scale is ultimately reflected in the grain crop production ratio, which is restricted by the farm scale of grain production. This shows that in the short term, fixed asset investment in grain production and the farm scale of grain production have a role in resisting the trend of de-grainization. The next step is to promote the rationalization and marketization of grain land rents, and adjust support policies for large-scale farmers according to local conditions to prevent short-term "non-grain" pressures turning into long-term trends.

Key Words: food security; grain production; land rent; planting structure; de-grainization