

农业机械化水平对农户市场化程度的影响 ——基于人均基本需求农地的门限效应分析

彭继权¹ 吴海涛^{2*} 谭昶³ 李孟丁²

(1. 江西财经大学 经济学院,南昌 330013;

2. 中南财经政法大学 工商管理学院,武汉 430073;

3. 长江大学 经济学院,湖北 荆州 434023)

摘要 运用1682个农户实地调研数据,通过门限效应模型和样本选择修正模型,分析农业机械化水平对农户市场化程度的影响。结果表明:1)门限效应模型分析得出人均基本需求农地的面积为0.068 hm²,即人均年基本需求粮食为466.27 kg。2)农业机械化水平对门限前后的农户市场化程度有显著的正向影响,农业机械化水平每增加1个单位,门限前的农户市场化程度就提高0.496个单位,门限后的农户市场化程度就提高0.67个单位。3)自我农机作业方式和外包农机作业方式都对门限前后的农户市场化程度有显著的正向影响。另外,户主不健康和转出土地对农户市场化程度有显著的负向影响,家庭社会资本、粮食价格、人均土地面积、复种指数、平原地区对农户市场化程度有显著的正向影响。建议重点提高平原地区土地适度规模经营程度,关注农户健康问题,增加家庭社会资本,鼓励农户复种经营模式,不断提高农业生产效益,从而促进农户市场化程度的提高。

关键词 农业机械化水平; 农户市场化程度; 人均基本需求农地; 门限效应模型

中图分类号 F325.15

文章编号 1007-4333(2019)07-0167-14

文献标志码 A

Influence of agricultural mechanization level on farmers' marketization:

The threshold effect of agricultural land based on per capita basic needs

PENG Jiquan¹, WU Haitao^{2*}, TAN Chang³, LI Mengding²

(1. School of Economics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China;

2. School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;

3. School of Economics, Yangtze University, Jingzhou 434023, China)

Abstract Based on threshold effect model and Tobit Model, a total of 1682 samples are used to analyze how agricultural mechanization level affects the marketization degree of the farmers. The results are as follows: 1) The per capita basic farmland area is 0.068 hectares, which means the per capita annual basic demand for grains is 466.27 kg through the threshold effect model. 2) The farm mechanization has a significant positive impact on the agricultural mechanization level below and above the threshold. Once the agricultural mechanization level increases 1 unit, the marketization degree of the farmers below the threshold will increase 0.496 units while those above will increase 0.67 units. 3) Both self-operation and outsource of agricultural machine have significant positive impact on the agricultural mechanization level below and above the threshold. Besides, unhealthy households and turning out the land have

收稿日期: 2018-08-01

基金项目: 国家自然科学基金项目(71273281;71573277);湖北省高校人文社科重点研究基地农村社区研究中心项目(013044039);湖北省高校人文社科重点研究基地湖北小城镇发展研究中心项目(2018K008);清华大学农村研究博士论文奖学金项目(201825)

第一作者: 彭继权, 讲师, 主要从事农户生计、农村贫困问题研究, E-mail: jiquan_wuhan@163.com

通讯作者: 吴海涛, 教授, 主要从事农户生计、农村贫困问题研究, E-mail: wuhan_haitao@aliyun.com

significant negative impact on the degree of marketization of farmers while social capital, food price, per capita land area, multiple cropping index, and plain areas have significant positive impact on the marketization of farmers. To further increase agricultural efficiency and improve the marketization degree of the farmers, it is recommended to focus on promoting appropriate scale operation of land in the plain area, paying attention to the farmers' health, increasing family social capital and encouraging farmers to adopt multi-cropping model.

Keywords agricultural mechanization level; degree of marketization of farmers; per capita basic demand for agricultural land; threshold effect model

农户市场化是中国农业现代化的重要内容。自农村家庭联产承包责任制推行以来,农户就成为了中国农村最基础的微观经济组织形式。长期以来,人们把生产经营规模较小的农户经济称为“小农经济”^[1]，“小农经济”用农户经营替代集体经营,克服了人民公社集体化体制的弊端,调动了农户从事商品生产经营的积极性,提高了土地生产力,最大限度地促进粮食生产,既满足了农户养家糊口的目的,也保障了国家的粮食安全。但是,小农也有其自身的局限性,“小而散”、“小而全”的经营模式使得农业生产效率低下,严重滞后了中国农业现代化的发展进程。目前,乡村振兴已经成为中国全面建成小康社会、全面建设社会主义现代化国家的重大历史任务。为“确保到2035年,乡村振兴取得决定性进展,农业农村现代化基本实现,小农和现代农业发展有机衔接”^①,需要改变传统的农业生产经营方式,把分散经营的农户纳入到市场化网络中,使其积极地参与到社会交换和社会化服务体系中,最终实现以市场为导向的农户经济资源配置模式^[2],这一过程离不开农户的市场化。有学者指出,中国农业与农村现代化落后的根本原因在于农业机械使用程度较低^[3],较低的农业机械使用率抑制了农业生产效率的提升,导致农户生产的粮食数量长期只能处于自给自足的状态,农户参与市场交换的可能性被大幅降低,并且也会造成农业生产结构的不合理和农产品市场流通不畅^[4],这一系列问题必然会影响农业现代化的发展步伐。因此,加快中国农业现代化的进程需要提高农户的农业技术采用率,尤其是农业机械的使用,以此来提升农业生产效益,创造更多的农业剩余经济,增加农户市场参与的可能性,进而促进农业农村现代化。

农户市场化是农村经济市场化的重要组成部分,自1978年以来,中国农村经济的市场化进程不断提高,与此同时,中国农户的市场化程度也随之改

变。中国农户市场化的进程大致可以分为3个阶段,第一阶段(1978—1984)是初始阶段,这一阶段计划经济体制的格局基本没有改变,农村市场化只是得到了初步的发展,农户的生产生活开始逐步市场化,但尚处于萌芽阶段;第二阶段(1984—1992)是展开阶段,这一阶段市场经济体制改革全面铺开,农村经济得到较大发展,众多以往具有计划经济色彩的生产生活组织形式开始退出历史舞台,农户市场化程度逐步加深;第三阶段(1992—今)深化阶段,这一阶段中国经济与国际逐步接轨,农村经济市场化进入深化阶段,农户的生产生活再也离不开市场,农户市场化程度高于历史上的任一阶段。有不少学者尝试测度中国农户的市场化程度,陈宗胜等把农户市场化分为农业投入市场化和农业产出市场化,采用市场购买生产性支出与总生产性支出的比值作为农业投入市场化的衡量标准,采用销售农产品价值与全部农产品总价值的比值作为农业产出市场化的衡量指标,测度结果表明中国农户市场化程度总体呈现出逐年上升的趋势^[5]。曹阳等^[2]从理论和实证两方面研究了改革开放以来中国农户的市场化进程以及不同地区农户市场化程度的差异,认为当代中国的小农是“市场化和正在市场化的小农”,因为农户对自身家庭经济资源的配置具有较高效率,只要继续沿用农户经营模式就能够实现中国农业农村的现代化。也有学者研究了农户市场化对农户行为的影响,例如。一些学者发现农户市场化会对农户耕地流转^[6]和农户种植效益^[7]产生影响。侯建钧等^[8]将交易成本划分为固定交易成本和可变交易成本两部分,并基于比较静态分析方法求解交易成本影响农户参与市场决策的临界条件与选择集合。肖芳文等^[9]运用 Heckman 两阶段模型分析了农户市场化对农户土地流入行为的影响。姚旭兵等^[10]则发现农户市场化程度的提高有利于粮食增产,对粮食安

① 源于2018年中央一号文件《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》。

全起到重要的保障作用。

可以看出,目前关于农户市场化的研究,更多的是将其作为研究视角来分析农户的经济行为,或者单纯的对农户市场化程度进行测度,鲜有学者研究影响农户市场化程度的决定因素,更难找到直接分析农业机械化水平对农户市场化程度的文献。农业机械化水平与农户市场化程度究竟呈现何种关系?对这一问题的科学解答将有利于中国农业农村现代化的发展。事实上,中国的农业生产力水平从改革开放至今已经得到了飞速发展,这主要归功于农业机械技术快速进步,农业生产力性质的变化必然会引起农业生产关系的改变。中国农业近年来最为直观的变化就是,农户的性质开始从传统农户向商品农户,甚至逐步向现代农户转变,这意味着农户的市场化程度在逐渐提高。由此带来农业要素配置方式的改变,促使农户放弃大量的传统农业要素,使用更多的现代农业要素进行农业生产,这一逻辑正好遵循了“生产力决定生产关系,生产关系又反作用于生产力”的发展规律。因此,要实现传统农业向现代农业的转变,首先就是实现农户的市场化,解决的突破口在于提高农业机械化水平,打破传统农业自给自足和“小农均衡”的局面。基于此,本研究旨在运用门限效应模型和样本选择修正模型,分析农业机械化水平对农户市场化程度的影响。

1 理论分析与研究假说

农业机械化水平的提升对农业生产的作用较大。首先,最为直接的作用就是提高农业生产率,增加农业产量^[11];其次,农业机械的使用能够提高劳动生产率,促进农业经营规模的扩大,农业规模经济进而又带动农业产量的增加^[12]。劳动生产率的提高能够有效释放家庭的剩余劳动力,增加劳动力外出务工的可能性^[13]。一部分外出务工所得收入投资于农业生产,促使农户要素投入结构和种植结构调整,从而增加农户的农业产出^[14];再则,有研究表明农业机械化水平的提升对降低碳排放和减少污染排放的作用较大,不仅能够有效提高农业生态效率^[15],还能改善农业生产条件和提高农业资源的利用率,保障农业生态环境的可持续发展,促进农地持续增产^[16];最后,农业机械化水平的提升可以有效缩短农业生产作业时间^[17],保障农业作物各生产环节的季节性,提高农业复种经营模式采用的可能性,进而有效增加单位土地面积的产量^[18]。

但是,农户既是生产单位,也是消费单位。农户一般不会把从土地中所获的全部粮食都拿到市场上进行交换,为了防止家庭出现“青黄不接”问题,农户会在事先留足自家一年所需的粮食数量之后,然后才会把剩余粮食出售到市场^[19]。那么,农户的基本粮食需求数量如何确定呢?一般而言,农户的基本粮食需求主要包括食物用粮和非食物用粮,食物用粮分为口粮和饲料粮,非食物用粮分为种子用粮和工业用粮^[20]。食物用粮是农户每人每天食物摄入的基本量,口粮可以使用国家统计局公布的人均粮食消费数量来衡量,饲料粮则是农户用于喂养家畜所需要的粮食,农户圈养家畜的数量一般也与家庭人力资本紧密相关,饲料粮就是把农户所需的肉、蛋、奶和水产品等农畜产品按照肉料比(即饲料粮转化率)计算得出^[20]。因此,农户生产的粮食会依照如下3种处置方式依次进行:首先是留足家庭所需的口粮,然后根据家庭饲养的家畜数量留足饲料粮,最后再把剩余的粮食出售给市场。

综上所述,农户出售到市场的粮食数量需要考虑家庭基本粮食需求量这一关键因素,而家庭基本粮食需求量对应着一定的土地面积,也就是说农户的市场化程度制约于农户基本农地需求面积。考虑到每户的土地面积和人口规模都不一致,估计家庭土地面积的门限值没有任何实际意义。家庭所需口粮是家庭人均口粮的加总,也就是对应着家庭人均土地面积的粮食产量,探讨人均基本粮食需求量和人均基本农地需求面积会更具有可操作性。当农户的人均土地面积 $<$ 人均基本需求农地面积时,农业机械化水平的提升会增加农业产量,但农户为了保障自家粮食供给,把生产出的粮食拿到市场交换的可能性较小。当农户的人均土地面积 $>$ 人均基本需求农地面积时,农户会把农业机械化水平提升增加的粮食产量全部拿到市场交换。因此,本研究假定满足家庭人均粮食需求量的土地面积为 H ,那么,本研究的研究假设为:

$H1$:当家庭人均土地的土地面积 $\leq H$ 时,尽管农业机械化水平能够提高农户的粮食产量,但囿于自家粮食基本需求的限制,农户市场化程度提高的可能性较小;

$H2$:当家庭人均土地面积 $> H$ 时,农业机械化水平的提高会促进粮食产量增加,进而农户会有更多的粮食出售给市场,农户市场化程度提高的可能性更大。

2 模型设定与数据说明

2.1 模型设定

本研究尝试探究农业机械化水平对农户市场化程度的影响,考虑到因变量农户市场化程度为连续变量,选取 OLS 估计法的线性回归模型,构建如式(1)所示的基础计量模型。

$$Y_i = \alpha_i + \beta_i x_i + \sum y_i Z_i + \mu_i \quad (1)$$

式中:下标 i 表示单个农户, y_i 为农户市场化程度。 x_i 为农业机械化水平,以农作物耕种收综合机械化率为主要指标,另外选取农户机械拥有量和农户机械投入额作为探讨不同农机作业方式对农户市场化程度的影响。 Z 为其他控制变量,包括户主健康、家庭社会资本、粮食价格、人均土地面积、是否转出土地、复种指数和地形类型。是随机扰动项,为待估参数,其中, β_i 是本研究感兴趣的参数。

理论分析部分已经阐明农户市场化程度可能内生于农户的土地面积,那么在不考虑家庭人均土地面积的情况下直接回归,得出的结论可能会存在偏误。因此,本研究会考虑家庭人均土地面积这一变量对农户市场化程度影响可能存在的拐点,本研究将选用门限效应模型来确定该拐点。以往对于门限值的选取大多采用图表分析法,通过图表观察变量相互之间的走势得出拐点^[21],这种方法具有较强的主观性,选择的拐点只能近视逼近门限值,但是无法精确找出门限值,只能起到辅助参考的作用。由于本研究使用的是截面数据,可以选用 Hansen^[22] 提出的截面数据门限值估计法,在考虑家庭人均土地面积的门限效应后,本研究重新设定的截面数据门限效应模型为:

$$Y_i = \alpha_1 + \beta_1 x_i + \sum y_i Z_i + \mu_i \quad \text{Area} \leq H \quad (2)$$

$$Y_i = \alpha_2 + \beta_2 x_i + \sum y_i Z_i + \mu_i \quad \text{Area} > H \quad (3)$$

Area 为家庭人均土地面积, H 为人均土地面积的门限值。本研究中假设因为人均口粮而导致农业机械化水平对农户市场化程度的影响存在门限效应,所以,衡量人均口粮的门限效应也就是衡量人均土地面积的门限效应。为了获得 β_1 和 β_2 的无偏估计量,必须解决式(1)中的 2 个计量难题——内生性问题和样本选择问题,后述已经采取了相应的解决办法。

2.2 数据说明

本研究研究数据来自于课题组 2016 年在湖北省开展的农户实地调查,此次调查的内容涵盖家庭

人口基本信息、家庭资本信息、家庭生产经营情况和家庭农业机械使用情况等。为保证样本选取具有代表性,调研地点选取了英山县、蕲春县、沙市、阳新县和老河口市等 5 个县市,在一定程度上能够代表湖北省的东中西部。采用随机抽样的方法,在每个县市抽取 5 个乡镇,每个乡镇抽取 2 个村,每个村抽取 35 户农户,共调查 1 750 户农户,剔除无效样本 68 份,共获得有效样本 1 682 份。

2.3 变量选取

1) 农户机械化水平。目前对于农业机械化水平的衡量方法主要有 3 种,即农机总动力、农机净值和农业作物耕种收综合机械化率。前两者都无法准确衡量真实的农业机械化水平,一是因为随着农机工业的发展,动力大小对农机作业水平能力的决定作用正在减弱,很多小动力机械也可以发挥高效的作业能力;二是因为农机跨区作业已经在我国较为普及,地区的农机总动力不能完全代表其农业机械化水平;三是因为获取农户层面的农机总动力的数据较难。本研究主要采用农业部对农业机械化的衡量指标,即农作物耕种收综合机械化率。测算方法是机耕率、机播率和机收率的加权平均值(权重分别为 0.4、0.3、0.3),其机耕率等于机耕面积除以应耕作面积,机播率等于机播面积除以农作物播种面积,机收率等于机收面积除以实际收获面积。选用农业作物耕种收综合机械化率能够直接反映农户的实际机械化作业水平,相比农机总动力更容易观测。同时,本研究还选取了家庭拥有机械数量和家庭机械投入金额对数来考察不同农机作业方式对农户市场化程度的影响,也能够检验本研究基准回归的稳健性。

2) 农户市场化程度。经济市场化程度的衡量指标体系较为成熟,樊纲等^[23] 等运用主成份分析法从 5 方面共 19 项指标构建指标体系,从多方面综合反映了我国经济市场化程度及各省、直辖市、自治区市场化进程。但目前还没有形成一套比较统一的农户市场化程度衡量指标。陈宗胜等认为衡量农户市场化程度应包括农户生产投入市场化程度、农户产出市场化程度、农户生产经营市场化程度^[5]。曹阳等^[2] 认为衡量农户市场化程度应包括农户生产农产品市场化程度、农户家庭消费支出市场化程度、农业生产服务市场化程度和农户劳动力市场化程度。然而,更多学者在衡量农户市场化程度时采用的是农户农产品市场化程度,即农户农产品商品率,农户农产品商品率 = 农户农产品销售产量 / 农户农产品生

产总产量。本研究也采用农户农产品商品率作为农户市场化的替代指标。

3)其他变量。户主健康,户主通常是家庭的主要劳动力,也是农户生计安排的主要决策者,其健康状况会影响家庭的农业生产经营;一般而言,户主更加健康的家庭,其农业人力投入和农业产量会更高,农户的市场化程度可能会因此更高。家庭社会资本,农村是一个社会关系网络较为紧密的空间,家庭社会资本的多寡会影响农户的生产生活;通常而言,社会资本能够帮助农户获取更多的市场信息和家庭之外的援助,更有利于农业生产和市场交易。粮食价格,市场价格一直是影响农户市场交易的重要因素,所以,农户对粮食价格的反应也会影响农户的市场化程度。家庭人均土地面积,家庭人均土地面积的提高势必会增加农户的剩余农产品,有利于提高农户市场化程度,这一点在上文理论机制部分已经详细阐述,这里不再赘述。是否土地转出,土地转出

会减少家庭的农产品产量,对农户市场化程度会起到直接的抑制作用。复种指数,复种是农户集约化经营的方式之一,且一直是土地增产的重要途径,一般复种程度越高的农户,其市场化程度可能会越高。地形类型,农户市场化程度不仅与农户的土地资源有关,也与农村的基础设施有一定的联系,这是因为农产品的输出和物资资本的输入都需要良好的交通干线,区域地形差异必然会影响农户市场化程度。本研究把研究样本主要分为平原地区和非平原地区,按常理来说,平原地区相较于非平原地区的农业基础设施更加完善,与市场接触的成本会更小,农业的技术采用率会更高,农业的生产效率会更高,农户的市场化程度也应该相应更高。而且,本研究选取地区变量来作为控制变量,还能在一定程度上消除一些其他难以控制的地区特征差异,增强模型估计的有效性。另外,表1列出了各变量在模型估计中可能出现的作用方向。

表1 变量定义与描述统计

Table 1 variable definition and description statistics

变量 Variable	变量定义 Variables definitions	均值 Mean	标准差 Variance	预期方向 Expected direction
农户市场化程度 Market	农产品出售量/农产品生产量	0.614 5	0.426 2	/
农业机械化水平 Mechanize	$(\text{机耕率} \times 0.4 + \text{机播率} \times 0.3 + \text{机收率} \times 0.3) / 3$	0.636 0	0.299 3	/
农业机械数量 N_machine	家庭农业机械数量总和	1.006 9	1.316 3	/
农业机械投资 I_machine	农业机械投资取对数	4.137 0	3.714 9	-
户主健康 Health	1=不健康;0=健康	0.179 5	0.384 0	+
家庭社会资本 Social	拜年户数	10.966 6	6.731 5	+
粮食价格 Price	农户粮食实际销售价格,元/kg	2.136 0	0.183 7	+
家庭人均土地面积 Land	家庭土地面积/家庭总人数, hm^2	1.438 0	3.279 2	+
土地流转 Transfer	1=有转出;0=无转出	0.105 9	0.307 8	-
复种指数 Multiple	收获面积/耕地面积	1.234 2	0.641 9	+
地形类型 Terrain	1=平原;0=非平原	0.332 6	0.471 4	+

注:“-”代表模型中的预期方向为负,“+”代表模型中的预期方向为正,“/”代表不适用。

Note: - means that the expected direction in the model is negative. + means that the expected direction in the model is positive. / means that it is not applicable.

2.4 描述性统计分析

从表1的描述性统计可以看出,农户农产品的销售量占总产量的61.5%,说明还有相当一部分的

农产品都是农户自己消费。农业机械化水平为63.6%,其结果略低于2016年湖北省农业厅公布的全省主要农作物耕种收综合机械化水平67.4%^①。

① 数据来源:湖北省农业厅,2016年,湖北省主要农作物耕种收综合机械化水平达67.4%。

家庭平均机械数量为1,标准差说明农户间农业机械数量拥有量差异较大。农业机械投资额对数为4.127,但农户间农业机械投资额的差距较大。样本中户主身体不健康的比例占18%,有可能是因为这些家庭处于家庭生命周期阶段的末端,或者是多代同堂的家庭^[24]。家庭过年拜年户数的均值约为11,但是差异较大。粮食价格的均值为2.136,也就是0.5 kg粮食的平均售价为1.068元,基本符合目前中国粮食价格行情。人均土地面积为0.0959 hm²,略高于湖北省人均耕地面积0.0867 hm²,略低于全国人均耕地面积0.1013 hm²^①。样本中只有10.59%的农户存在土地流转的情况,说明土地流转还不普遍。复种指数均值为1.2342,复种指数程度总体呈现出较低的水平。地形类型的平均值约为0.3326,说明样本地区农户居住地更多的是非平原

地形。

3 实证检验与结果分析

3.1 人均基本需求农地门限值估计

本研究以家庭人均土地面积作为门限变量,门限回归模型得出的家庭人均土地面积的门限估计值为0.068 hm²,进一步检验模型是否存在门限效应,本研究采用Hansen^[22]提出的LM检验,主要是通过自举法(Bootstrap method)检验门限回归结果的P值。经过Bootstrap(1 000次)后得到的LM统计量为235.78,其P值为0.00,可以确定回归模型存在门限效应。再使用图示法来考察门限效应,如图1所示,当门限值为0.068 hm²时,似然比值为0,远低于95%的临界值(图中虚线)。所以,本研究可以认为 $H=0.068$ 是真实的人均土地门限值。

表2 门限值稳健性检验

Table 2 threshold value robustness test

估计变量 Estimate variable	仅有人均土地面积 Only per capita land area	人均土地面积+户主特征 Per capita land area+header characteristics	人均土地面积+家庭特征 Per capita land area+Family characteristics	除区域变量外的控制变量 Control variables other than regional variables	人均土地面积+全部控制变量 Per capita land area+all control variables
门限值 Threshold	0.052	0.058	0.064	0.0673	0.068
P值 P value	0.021	0.013	0.006	0.003	0.000

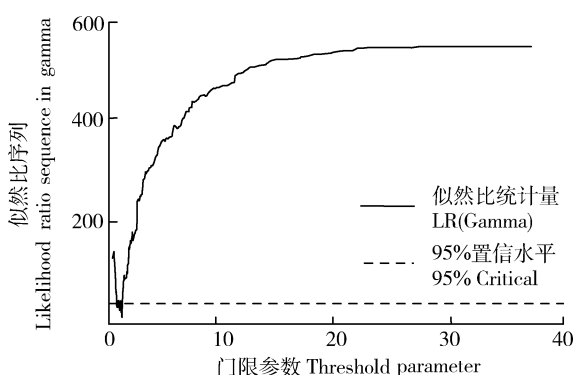


图1 门限估计似然比示意图

Fig. 1 Threshold estimation likelihood ratio diagram

为了确保门限值的可信度,本研究采用在模型中逐步加入控制变量的方法进行回归,以期获得不同模型回归结果的门限值。当模型中只加入人均土地面积变量时,估计的门限值为0.052 hm²,在5%的水平上显著。当随着控制变量加入时,门限估计值逐步变大,且慢慢趋于稳定,显著性水平也越来越高。

从以上门限值的稳健性检验可知,当模型中加入所有控制变量后估计的门限值是一个较为可信的“收敛点”。但是,门限值的估计对数据具有较强的依赖性,不同样本和不同年份的数据所估计出的门限值可能都会存在一定差异。0.068 hm²只是反映

① 数据来源:中华人民共和国自然资源部。

了一个人均基本需求农地的平均拐点,并不是意味着每一个地区的每一个家庭的每一个人的人均基本需求农地都一致。根据中国营养学编制的《中国居民膳食指南 2017》里面的食物折算系数,最后计算出满足人口合理膳食的人均粮食年消费量需要达到 372~488 kg,均值为 430 kg,这与高启杰^[19]估计的 2020 年人均粮食消费需求预测值 415.74 kg 相差不多。世界银行发布《中国经济简报》指出,预计 2020 年中国人均粮食消费量会达到 479 kg。根据《国家粮食安全中长期规划纲要(2008—2020 年)》的预测,到 2020 年我国居民人均粮食消费量为 395 kg。中国农业科学院预测,到 2020 年中国人均粮食消费至少 500 kg。本研究估计出的人均基本口粮地为 0.068 hm²,略低于全国人均耕地面积 0.101 3 hm²,按照粮食每 hm² 产量 6 856.95 kg 的标准^①,估计出的人均基本口粮地 0.068 hm² 可以生产的粮食为 466.27 kg,基本满足人口合理膳食所需的粮食产量。因此,本研究进一步认为估计出的 0.068 hm² 的人均土地门限值具有较强的可信度。

3.2 农业机械化水平对农户市场化程度的影响

前述门限回归的结果表明,农户的市场化程度显著地存在人均土地面积的门限效应,门限值为 0.068 hm²。为了分别考察门限值前后农业机械化水平对农户市场化程度的影响,本研究将总体样本分为 2 个子样本,即家庭人均土地面积 ≤ 0.068 hm² 的农户样本和 > 0.068 hm² 的农户样本。考虑到单纯采用普通最小二乘法方法进行回归估计可能存在样本选择偏误问题(sample selection bias),本研究同时选用 Tobit 模型进行回归。在本研究样本中,尽管调查的都是农户,但有些农户没有经营土地,如果仅用那些有耕种土地的农户样本进行回归,模型的估计结果可能不会准确,对于这种归并数据最好的处理方法就是使用 Tobit 模型进行估计。2 种模型的回归结果见表 3,列(1)~(2)采用的是普通最小二乘法估计,列(3)~(4)采用的是样本选择修正后的 Tobit 模型估计方法。列(3)~(4)回归系数的值比列(1)~(2)回归系数的值要大,但各变量系数的显著性和方向基本一致,说明模型具有较好的稳定性,也说明模型确实存在样本选择偏误问题,接下来主要解释 Tobit 模型的回归结果。

从列(3)~(4)的回归结果显示,门限值前后样

本回归系数的大小都不一致,为了文章表达更加简洁,本研究中的门限前样本是指家庭人均土地面积低于或等于 0.068 hm² 的农户,门限后样本是指家庭人均土地面积高于 0.068 hm² 的农户。门限值前后的农业机械化水平对农户市场化程度都呈现出显著的正向影响,门限值后的农业机械化水平的回归系数要高于门限值前的农业机械化水平的回归系数。农业机械化水平每提升 1%,门限值前的农户市场化程度就增加 0.303%,门限值后的农户市场化程度就增加 0.355%,这也正好证明门限值的有效性。表明农户只有在留足了自身基本口粮之后才会把多于的粮食出售给市场,所以,农业机械化水平的提升对超出人均基本口粮地以外农户的市场化作用效果更加明显。

户主健康对门限值前的农户市场化程度影响不显著,这说明家庭人均土地面积低于门限值农户的户主健康不会影响到农户的市场化程度,可能原因是人均土地面积较低农户的农业市场参与程度本身就不高,但户主健康对门限值后的农户市场化程度有显著的负向作用,即户主不健康家庭的农户市场化程度可能会更低,可能原因是户主不健康减少了家庭从事农业生产经营活动的劳动力,农业收成减少降低了农户市场参与的可能性。家庭社会资本对门限值前的样本农户并不存在显著影响,但对门限后的样本农户存在显著的正向关系,即家庭社会资本较多农户的市场化程度可能会更高。这说明家庭社会资本在目前中国农村社会依然起着非常重要的作用,可能是因为家庭社会资本对农户获取较为全面的市场信息和清楚地理解国家农业政策有重要帮助,进而促使农户更好的参与市场活动。此外,家庭社会资本较多的农户在农业生产过程中可能会获得更多家庭之外的帮助,进一步促进家庭的农业生产经营。家庭社会资本对门限值前的样本农户没有显著影响的原因可能是这部分农户所拥有土地的粮食产量只够满足自身家庭成员的基本口粮,没有剩余的粮食进行市场交换。粮食价格对农户市场化程度有显著的正向影响,对门限前农户市场化程度的影响更大,粮食价格每提升 1 个单位,门限前的农户市场化程度就增加 0.069 1 个单位,门限后的农户市场化程度就增加 0.029 个

① 数据来源:2017 国家统计局。

单位,这可能是因为种植规模较小农户对市场会更加敏感,而种植规模较大农户的市场行为一般具有连续性,所以,粮食价格对门限前农户市场化程度提升的作用更大。

表3 农业机械化水平对农户市场化程度的估计结果

Table 3 Estimation results of the degree of agricultural mechanization on the degree of marketization of farmers

变量 Variable	OLS 模型 OLS model		Tobit 模型 Tobit model	
	$A \leq 0.068$	$A > 0.068$	$A \leq 0.068$	$A > 0.068$
	(1)	(2)	(3)	(4)
农业机械化水平 Mechanize	0.173 0*** (0.065 6)	0.199 0*** (0.050 1)	0.303 0** (0.121 0)	0.355 0*** (0.078 3)
户主健康 Health	-0.045 9 (0.046 7)	-0.004 69 (0.027 6)	-0.106 0 (0.087 0)	-0.126 0** (0.051 1)
家庭社会资本 Social	0.005 22* (0.002 9)	0.003 32** (0.001 4)	0.008 71 (0.005 5)	0.006 21** (0.002 7)
粮食价格 Price	0.038 2*** (0.011 5)	0.030 9*** (0.006 8)	0.069 1*** (0.021 8)	0.029 0** (0.012 0)
家庭人均土地面积 Land	0.008 6*** (0.002 3)	0.301 0*** (0.037 6)	0.018 8*** (0.004 7)	0.531 0*** (0.075 9)
土地流转 Transfer	-0.108 0* (0.062 9)	-0.050 7 (0.055 1)	-0.220 0* (0.127 0)	-0.258 0*** (0.088 4)
复种指数 Multiple	0.038 2 (0.038 8)	0.062 3*** (0.022 5)	0.015 6 (0.075 3)	0.132 0*** (0.042 2)
地形类型 Terrain	0.088 4*** (0.020 3)	0.188 0*** (0.047 2)	0.319 0*** (0.043 7)	0.355 0*** (0.096 2)
常数 Constant	-0.072 8 (0.079 1)	0.409 0*** (0.052 6)	-0.500 0*** (0.157 0)	0.160 0* (0.083 0)

注:括号中的数字均为稳健标准误,*、**、***分别代表10%、5%、1%水平的显著性。下同。

Note: The figures in parentheses are the robust standard errors, *, ** and *** indicate that the variable is statistically significant at the 10%, 5% and 1% level, respectively. The same bellow.

家庭人均土地面积对门限前后农户市场化程度有显著的正向影响,家庭人均土地面积每增加1单位,门限前的农户市场化程度就提高0.0188个单位,门限后的农户市场化程度就提高0.531个单位。这比较符合实际情况,家庭人均土地面积较少的农户会更少地参与农产品市场活动,而家庭人均土地较多的农户在留足自家基本口粮后将剩余的粮食全部出售,因此家庭人均土地越多的农户,其农户市

场化程度也就越高。土地是否转出对门限前后农户市场化程度都呈现出显著的负向影响,土地转出对门限后农户市场化程度下降的幅度更大,这可能是因为门限前农户的市场化程度本就不高,土地转出所带来的负向作用不大,而门限后的农户一旦发生土地流转,那么这部分流转土地的产量将直接损失,用于参与市场交换活动的农产品数量也就减少。复种指数对门限前后农户市场化程度都存在显著的正

向影响,当农户的复种指数每提高1个单位,门限前农户市场化程度就提高0.0156个单位,门限后农户市场化程度就提高0.132个单位,可以得知复种指数对门限后农户市场化程度提高的效果更加明显,这可能是因为人均土地面积较少的农户,其自身的复种指数原本就比较高,再提高复种指数对农产品增产的作用不大。而人均土地面积较多的农户,当增加其复种指数后,粮食产量大幅增加,只需要留足一小部分粮食产量作为基本口粮,其他剩余粮食出售给市场,那么门限后农户市场化程度会大幅提高。地形类型对门限前后农户市场化程度有显著影响,说明地形类型差异对农户市场化程度会存在影响,即平原地区相对于非平原地区农户的市场化程度更高,这种影响在门限后的回归模型中更加明显,可能原因是平原地区交通相对便利,信息流通比较顺畅,农户能够更加准确把握市场行情以便进行市场交换。

3.3 内生性检验

微观计量模型有可能出现内生性问题,一旦模型中存在内生性问题,OLS的估计值将不是一致的,即样本量足够大,OLS估计值也不会收敛到真实的总体参数。为解决以上问题,通常采取的办法是采用两阶段最小二乘法进行模型估计。在本研究中,农业机械化水平与农户市场化之间可能存在互为因果的内生性关系,这是因为农业机械化水平能够提高农户的生产力水平,进而能够提高农户的商品销售率,农户市场化程度也就随之提高。但反过来,也可能是农户在农业机械化水平较低的情况下,由于农户自愿提升自身市场化水平,积极融入到社会分工和社会交换中,从而带动了农业机械化水平的提升。就目前来看,这两方面的推论都有可能存在。另外,在假定不存在内生性的前提下,模型中由于存在一些遗漏变量,例如一些村级社会经济特征变量和农户自身的特征变量也会影响到农户市场化程度,从而导致遗漏变量偏误。因此,本研究需要对模型进行内生性检验。

本研究拟采用工具变量法来解决模型估计的内生性问题。工具变量的选取需要满足2个条件,第一是工具变量与模型中的随机解释变量高度相关,第二是工具变量与模型中的随机误差项不相关。基于工具变量选择的2个条件,本研究选取家庭收入

水平和村级农业机械化平均水平作为工具变量。第一个工具变量是家庭收入对数,家庭收入水平一般与农业机械化水平有直接联系,但与市场化程度没有必然联系,这是因为农业机械的使用需要一定的经济成本,而农户市场化程度不会影响家庭收入,只有家庭农业产量才会影响家庭收入,因此,家庭收入变量满足工具变量外生性要求;第二个工具变量是村级农业机械化平均水平,从地区层面的集聚数据中寻找工具变量来解决内生性问题是目前最为常见的思路之一^[25],其有效性被以往的众多文献所证实,通过借鉴这些分析经验,本研究选取村级农业机械化平均水平作为工具变量。村级农业机械化平均水平一般不会影响农户的市场化程度,但是村级农业机械化水平往往与农户层面的农业机械化水平存在着紧密的联系,当村中农业机械化的普及程度较高时,出于“羊群效应”,原本没有使用农业机械的农户也会追随村内大众行为而选择使用农业机械,村级农业机械化平均水平对农户市场化程度有较强的外生性。由于工具变量个数大于内生变量个数,本研究在模型估计部分将对这2个工具变量进行过度识别检验和弱工具变量检验,以说明工具变量的有效性。为防止扰动项存在异方差和自相关的问题,本研究也会对模型采用工具变量广义距的方法(即IVGMM)进行估计,确保模型的稳健性。

在列(1)~(2)中,暂不考虑样本选择偏误问题,并用家庭收入对数和村级农业机械化平均水平作为工具变量,进行2SLS和IVGMM回归,考察基准模型中是否存在显著的内生性问题。为了节省篇幅,表中没有列出2SLS的第一阶段的回归结果。为了保证工具变量的外生性,需要对工具变量进行过度识别检验。门限前的过度识别检验的 P 值为0.5416,门限后的过度识别检验的 P 值为0.2843,因此2个模型都无法拒绝工具变量是外生的原假设。在弱工具变量检验中,门限前和门限后的2SLS第一阶段工具变量的 F 检验统计值分别是26.77和36.04,根据Staiger等^[26]所建议的工具变量的 F 检验统计值大于10的经验规则,2个模型都不存在弱工具变量问题。同时,本研究也使用了对工具变量更不敏感的“有限信息最大似然估计法”,估计结果显示,门限前后农业机械化水平的系数估计值分别为0.5093($P=0.000$)和0.7526($P=0.000$)^①,与

① 由于篇幅所限,本研究没有列出LIML的工具变量估计结果,感兴趣的读者可以向本研究作者索取。

表4中式(1)的估计结果基本一致,说明本研究所使用的工具变量并非弱工具变量。另外,本研究还根据 Stock 等^[27]的方法,检验了工具变量的弱识别问题,门限前后2个模型的 Cragg-Donald Wald F 统计值分别为 48.973 和 99.107,该结果远远大于统计检验的临界值 19.93。由此可得,模型的工具变量存在弱识别的原假设基本上不成立,进一步说明模型的估计结果不存在弱工具变量问题。另外,由

于2个模型工具变量的个数大于内生变量的个数,需要对2个模型的家庭收入对数和村级农业机械化平均水平工具变量做冗余检验,门限前后2个工具变量检验的 P 值分别为 0.000 0 和 0.001 2,门限后2个工具变量检验的 P 值分别为 0.000 0 和 0.000 0,以上检验结果说明2个模型强烈拒绝家庭收入对数和村级农业机械化平均水平为冗余工具变量的原假设。

表4 模型内生性检验结果
Table 4 model endogeneity test results

变量 Variable	IV 模型 IV model		IVGMM 模型 IVGMM model		IVTobit 模型 IVTobit model	
	$A \leq 0.068$	$A > 0.068$	$A \leq 0.068$	$A > 0.068$	$A \leq 0.068$	$A > 0.068$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农业机械化水平 Mechanize	0.508 0*** (0.138 0)	0.749 0*** (0.120 0)	0.512 0*** (0.138 0)	0.746 0*** (0.120 0)	0.496 0* (0.276 0)	0.670 0*** (0.181 0)
户主健康 Health	-0.036 3 (0.045 2)	-0.028 9 (0.035 8)	-0.037 3 (0.045 2)	-0.026 9 (0.035 7)	-0.113 (0.098 2)	-0.020 3 (0.045 7)
家庭社会资本 Social	0.0053 9** (0.002 5)	0.005 29*** (0.001 7)	0.0052 3** (0.002 5)	0.0054 3*** (0.001 7)	0.008 2 (0.006 1)	0.0027 7 (0.002 3)
粮食价格 Price	0.020 3* (0.011 3)	0.013 3 (0.008 3)	0.020 4* (0.011 3)	0.013 3 (0.008 3)	0.074 5*** (0.027 3)	0.035 0*** (0.011 7)
家庭人均土地面积 Land	0.0055 5* (0.003 2)	0.157*** (0.026 0)	0.0055 9* (0.003 2)	0.158*** (0.026 0)	0.0054 2 (0.004 7)	0.684 0*** (0.120 0)
土地流转 Transfer	-0.118 0* (0.062 1)	-0.128 0** (0.058 4)	-0.117 0* (0.062 1)	-0.132 0** (0.058 3)	-0.140 0 (0.088 2)	-0.229 0* (0.126 0)
复种指数 Multiple	0.104 0** (0.041 5)	0.167 0*** (0.030 4)	0.104 0** (0.041 5)	0.165 0*** (0.030 4)	0.135 0*** (0.045 5)	0.017 2 (0.093 7)
地形类型 Terrain	0.067 3** (0.027 2)	0.104** (0.046 5)	0.064 2** (0.027 0)	0.104** (0.046 6)	0.170*** (0.041 1)	0.429*** (0.138 0)
常数 Constant	-0.049 8 (0.072 1)	0.040 4 (0.072 4)	-0.051 8 (0.072 1)	0.044 4 (0.072 2)	-0.709 0*** (0.189 0)	0.157 0 (0.111 0)

表4中列(1)和(2)的农业机械化水平的2SLS估计系数是远高于表2中农业机械化水平的OLS的估计系数,为了进一步验证两阶段最小二乘法和普通最小二乘法估计结果的系统性差异,本研究对回归模型进行了 Hausman 检验,结果表明,模型在1%显著性水平上拒绝农业机械化水平是外生变量

的原假设。考虑到模型中的扰动项可能存在异方差或者自相关等问题,进一步采用工具变量广义距估计(IVGMM),其估计结果与2SLS的估计结果基本一致,说明模型扰动项不存在异方差和自相关等问题。

在上述研究中发现模型存在样本选择偏误问

题,表4的列(1)和(2)只是解决了模型的内生性问题,其估计结果依然不能代表农业机械化水平对农户市场化的真实估计值。在列(3)和(4)中,模型同时考虑了样本选择偏误和内生性问题,采用IVTobit模型的估计方法,回归的结果表明,农业机械化水平每提高1个单位,门限前后农户市场化程度就分别增加0.496和0.47个单位。IVTobit的估计结果远远高于OLS的估计结果,从其他控制变量的IVTobit回归模型的估计系数来看,其估计结果与其他模型的估计结果基本一致,说明模型具有较强的稳定性。

3.4 不同农机作业方式对农户市场化程度的影响

农业机械化水平变量是考察农户对农业机械使用程度的结果,前述分析的也是农业机械使用结果

对农户市场化程度的影响,我们从以上分析中只能得知农业机械化水平确实能够提高农户的市场化程度,但无法得知农业机械化是通过何种路径影响农户的市场化程度,或者说是哪一种农业机械作业方式对农户市场化程度的提高更有效率。一般而言,按照农户使用农业机械的行为,可以把农业机械使用类型划分为自我农机作业和外包农机作业2种方式。探究不同农机作业方式对农户市场化程度的影响,更有利于指导农业机械相关政策的制定。本研究选用家庭机械数量指标来衡量农户自我农机作业方式,选用机械投入金额作为外包农机作业方式。为了保证回归结果的有效性,本研究继续采用IVTobit模型的估计方法。

表5中模型一和模型二分别是家庭机械数量对

表5 不同农机作业方式对农户市场化影响的估计结果
Table 5 Estimation results of the impact of different types of agricultural machinery on the marketization of farmers

变量 Variable	模型一	模型二	模型三	模型四
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	$A \leq 0.068$	$A > 0.068$	$A \leq 0.068$	$A > 0.068$
农业机械数量 N_machine	0.047 0** (0.022 4)	0.050 2*** (0.016 5)		
农业机械投资 I_machine			0.011 6* (0.006 33)	0.018 4* (0.010 8)
户主健康 Health	-0.132 0** (0.061 1)	-0.134 0*** (0.051 8)	-0.120 0 (0.084 9)	-0.150 0*** (0.052 2)
家庭社会资本 Social	0.005 19 (0.003 7)	0.004 71 (0.002 9)	0.006 99 (0.005 5)	0.005 68* (0.002 9)
粮食价格 Price	0.041 3*** (0.013 5)	0.026 8** (0.012 5)	0.087 2*** (0.021 7)	0.028 6** (0.012 4)
家庭人均土地面积 Land	0.020 4*** (0.004 9)	0.106*** (0.016 0)	0.022 7*** (0.004 9)	0.745*** (0.071 2)
土地流转 Transfer	-0.186 0** (0.088 6)	-0.227 0** (0.089 1)	-0.209 0* (0.126 0)	-0.236 0*** (0.088 9)
复种指数 Multiple	0.006 14 (0.054 9)	0.098 4** (0.043 4)	0.084 7* (0.043 5)	0.158** (0.069 2)
地形类型 Terrain	0.396 0*** (0.046 4)	0.414 0*** (0.059 5)	0.321 0*** (0.093 2)	0.379 0*** (0.045 1)
常数 Constant	0.166 0** (0.083 5)	0.303 0*** (0.075 0)	-0.934 0*** (0.126 0)	0.300 0*** (0.074 8)

农户市场化程度的 IVTobit 估计结果,模型三和模型四分别是家庭农业机械投入金额对数对农户市场化程度的 IVTobit 估计结果。从 4 个模型的估计结果来看,自我农机作业方式和外包农机作业方式对农户市场化程度存在显著的正向影响,且较为稳健。从模型一和模型二来看,自我农机作业方式对门限前后农户市场化程度存在显著的正向影响,自我农机作业方式每增加 1 个单位,门限前农户市场化程度就显著增加 0.047 个单位,门限后农户市场化程度就显著增加 0.050 2 个单位,说明自我农机作业方式对人均土地面积较多农户的市场化程度提升作用更大。从模型三和模型四来看,外包农机作业方式对门限前后农户市场化程度也存在显著的正向影响,外包农机作业方式每增加 1 个单位,门限前农户市场化程度就显著增加 0.011 6 个单位,门限后农户市场化程度就显著增加 0.018 4 个单位,这也说明外包农机作业方式对人均土地面积较多农户的市场化程度提升作用更大。从控制变量看来,不论是以自我农机作业方式的关键解释变量的模型,还是以外包农机作业方式的关键解释变量的模型,各控制变量回归系数的影响方向和显著性与基准回归模型的结果基本一致,说明模型具有较好的稳健性。

就自我农机作业方式和外包农机作业方式对农户市场化程度的影响而言,自我农机作业方式的影响更大,自我农机作业方式的影响接近外包农机作业影响的 3 倍。但是由于两者单位和意义不一样,不能完全按照系数来决定其影响大小,总体来说,自我农机作业方式和外包农机作业方式的提高都对农户市场化程度有显著地促进作用。

4 结 论

农业机械化和农户市场化是实现乡村振兴的必要条件,本研究基于 1 682 个农户实地调查数据,在测度人均基本口粮和饲料粮地的基础上,选用广义距估计法和样本选择偏误模型研究农业机械化水平对农户市场化程度的影响。研究发现:第一,本研究通过门限效应模型分析得出满足人口合理膳食的最低土地面积为人均 0.068 hm^2 ;第二,农业机械化水平对门限前后的农户市场化程度有显著的正向影响,农业机械化水平每增加 1 个单位,门限前的农户市场化程度就提高 0.496 个单位,门限后的农户市场化程度就提高 0.67 个单位,农业机械化水平对家庭人均土地较多农户的市场化程度提升更大;第三,

不同农机作业方式对农户市场化程度的影响有显著差异,自我农机作业方式每增加 1 个单位,门限前后的农户市场化程度分别增加 0.047 和 0.050 2 个单位,外包农机作业方式每增加 1 个单位,门限前后的农户市场化程度分别增加 0.011 6 和 0.018 4 个单位。第四,户主不健康和转出土地对农户市场化程度有显著的负向影响,家庭社会资本、粮食价格、人均土地面积、复种指数、平原地区对农户市场化程度有显著的正向影响。

综上所述,本研究认为,农业机械化水平的提升对农户市场化进程起着非常重要的积极作用,农业机械化不仅是现代农业的内在要求,也是当今中国农业发展的必然趋势,随着城镇化进程的加快,“谁来种地”和农业比较利益诉求等问题日益突显,提升农业机械化水平可能成为促进农户市场化和实现现代农业的有效切入点,特别是提升家庭人均土地面积在人均基本口粮地之上的农户尤为突出。因此,促进土地适度规模经营才能更加有效地发挥农业机械化水平对农户市场化程度的提升作用,特别是促进平原地区土地规模经营。同时,也要关注农户的健康问题,不断增加家庭社会资本,通过鼓励农户采取复种经营模式来提高土地资源的利用率,促进农产品市场价格机制的形成,消除农户在参与市场分工和交换中的后顾之忧,提升农业比较利益。尽管如此,本研究还存在一定的局限性,本研究所采用的是农户微观调查截面数据,不能考察农业机械化水平对农户市场化程度跨年度变化影响。农户市场行为并不是短期的,而是基于长期的思考和观察做出的理性决策,因此,用长期的视角来观察农业机械化水平对农户市场化或者农户行为的影响是以后有待深入研究的方向。

参考文献 References

- [1] 温铁军. 中国农村基本经济制度研究[M]. 北京:中国经济出版社,2000
Wen T J. *Research on Basic Economic System in Rural China* [M]. Beijing:China Economic Press,2000 (in Chinese)
- [2] 曹阳,王春超. 中国小农市场化:理论与计量研究[J]. 华中师范大学学报:人文社会科学版,2009,48(6):39-47
Cao Y,Wang C C. Marketization of China's small farmers: Theoretical and econometric research[J]. *Journal of Huangzhong Normal University: Humanities and Social Sciences*, 2009, 48 (6):39-47 (in Chinese)

- [3] 杨少垒. 中国特色农业现代化道路探索的历史进程[J]. 农村经济, 2015(10):78-83
Yang S L. The historical process of the exploration of agricultural modernization road with Chinese characteristics [J]. *Rural Economy*, 2015(10):78-83 (in Chinese)
- [4] 龙明芳, 黎昌贵, 黄秋萍. 农户经营市场化与农产品流通[J]. 经济与管理, 2003, 17(4):62-64
Long M F, Li C G, Huang Q P. The marketization of farmers' management and the circulation of agricultural products [J]. *Economy and Management*, 2003, 17(4):62-64 (in Chinese)
- [5] 陈宗胜, 陈胜. 中国农业市场化进程测度[J]. 经济学家, 1999(3):110-118
Chen Z S, Chen S. China's agricultural marketization process measurement [J]. *Economist*, 1999(3):110-118 (in Chinese)
- [6] 高珊, 黄贤金. 农村市场化对农户耕地流转的影响:以沪苏皖农户调查为例[J]. 长江流域资源与环境, 2012, 21(7):816-820
Gao S, Huang X J. Influence of rural marketization on farmers' cultivated land transfer: An empirical study based on Shanghai City, Jiangsu and Anhui Province [J]. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2012, 21(7):816-820 (in Chinese)
- [7] 高珊, 黄贤金, 钟太洋, 陈志刚. 农业市场化对农户种植效益的影响:基于沪苏皖农户调查的实证研究[J]. 地理研究, 2013, 32(6):1103-1112
Gao S, Huang X J, Zhong T Y, Chen Z G. Influence of agricultural marketization on farmers' planting benefit: An empirical study of Shanghai, Jiangsu and Anhui [J]. *Geographical Research*, 2013, 32(6):1103-1112 (in Chinese)
- [8] 侯建昀, 刘军弟. 交易成本对农户市场化行为影响研究[J]. 农业技术经济, 2014(8):25-36
Hou J Y, Liu J D. Research on the influence of transaction cost on farmers' marketization behavior [J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2014(8):25-36 (in Chinese)
- [9] 肖芳文, 杨国强, 郭锦塘. 农产品市场化对农户土地流入行为的影响研究:以江西省农户调查为例[J]. 中国农业资源与区划, 2016, 37(2):45-51
Xiao F W, Yang G Q, Guo J Y. The impacts of agricultural products market-based on farmer's land outward transferring: peasant household survey in Jiangxi Province as an example [J]. *Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning*, 2016, 37(2):45-51 (in Chinese)
- [10] 姚旭兵, 罗光强, 吴振顺. 市场化、财政支农与粮食产出:基于门槛模型的实证分析[J]. 中国农业大学学报, 2017, 22(3):160-168
Yao X B, Luo G Q, Wu Z S. Marketization, financial expenditure for agriculture and food output: An empirical analysis based on threshold model [J]. *Journal of China Agricultural University*, 2017, 22(3):160-168 (in Chinese)
- [11] 伍骏骞, 方师乐, 李谷成, 徐广彤. 中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析:基于跨区作业的视角[J]. 中国农村经济, 2017(6):44-57
Wu J Q, Fang S L, Li G C, Xu G T. The spillover effect of agricultural mechanization on grain output in China: From the perspective of cross-regional mechanization service [J]. *Chinese Rural Economy*, 2017(6):44-57 (in Chinese)
- [12] 刘超, 朱满德, 陈其兰. 农业机械化对我国粮食生产的影响:产出效应、结构效应和外溢效应[J]. 农业现代化研究, 2018, 39(4):591-600
Liu C, Zhu M D, Chen Q L. The effect of agricultural mechanization on grain production in China: Output effect, structure effect and spillover effect [J]. *Agricultural Modernization Research*, 2018, 39(4):591-600 (in Chinese)
- [13] 周振, 马庆超, 孔祥智. 农业机械化对农村劳动力转移贡献的量化研究[J]. 农业技术经济, 2016(2):52-62
Zhou Z, Ma Q C, Kong X Z. Quantitative research on the contribution of agricultural mechanization to rural labor transfer [J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2016(2):52-62 (in Chinese)
- [14] 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
Zhong F N, Lu W Y, Xu Z G. Is it difficult for rural labor to go out to work in grain production?: Analysis of the substitution and planting structure adjustment behavior and constraints of farmers [J]. *Chinese Rural Economy*, 2016(7):36-47 (in Chinese)
- [15] 王宝义, 张卫国. 中国农业生态效率测度及时空差异研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(6):11-19
Wang B Y, Zhang W G. A research of agricultural eco-efficiency measure in China and space-time differences [J]. *China Population · Resources and Environment*, 2016, 26(6):11-19 (in Chinese)
- [16] 罗锡文, 廖娟, 胡炼, 臧英, 周志艳. 提高农业机械化水平促进农业可持续发展[J]. 农业工程学报, 2016, 32(1):1-11
Luo X W, Liao J, Hu L, Zang Y, Zhou Z Y. Improving agricultural mechanization level to promote agricultural sustainable development [J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering*, 2016, 32(1):1-11 (in Chinese)
- [17] 李显刚. 现代农机专业合作社是创新农业经营主体的成功探索[J]. 农业经济问题, 2013, 34(9):25-29

- Li X G. Modern agricultural machinery professional cooperatives are the successful exploration of innovative agricultural management entities [J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2013, 34(9): 25-29 (in Chinese)
- [18] 李琳凤, 李孟刚. 当前影响我国粮食生产的主要因素分析[J]. 中国流通经济, 2012, 26(4): 109-115
- Li L F, Li M G. The analysis on the influencing factors of grain production in the light of the current situation of China [J]. *China Business and Market*, 2012, 26(4): 109-115 (in Chinese)
- [19] 高启杰. 中国农业技术创新模式及其相关制度研究[J]. 中国农村观察, 2004(2): 53-60, 81
- Gao Q J. China's models and mechanism of technological innovation in agriculture [J]. *China Rural Survey*, 2004(2): 53-60, 81 (in Chinese)
- [20] 胡小平, 郭晓慧. 2020年中国粮食需求结构分析及预测: 基于营养标准的视角[J]. 中国农村经济, 2010(6): 4-15
- Hu X P, Guo X H. Analysis and forecast of China's grain demand structure in 2020: Based on the perspective of nutritional standards [J]. *Chinese Rural Economy*, 2010(6): 4-15 (in Chinese)
- [21] 洪炜杰, 陈小知, 胡新艳. 劳动力转移规模对农户农地流转行为的影响: 基于门槛值的验证分析[J]. 农业技术经济, 2016(11): 14-23
- Hong W J, Chen X Z, Hu X Y. The impact of labor transfer scale on farmers' farmland transfer behavior: Based on the validation analysis of threshold value [J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2016(11): 14-23 (in Chinese)
- [22] Hansen B E. Sample splitting and threshold estimation [J]. *Econometrica*, 2000, 68(3): 575-603
- [23] 樊纲, 王小鲁, 张立文. 中国各地区市场化进程 2000 年报告 [J]. 国家行政学院学报, 2001(3): 17-27
- Fan G, Wang X L, Zhang L W. 2000 Report on the marketization process of China's regions [J]. *Journal of Chinese Academy of Governance*, 2001(3): 17-27 (in Chinese)
- [24] 彭继权, 吴海涛. 家庭生命周期视角下农户多维贫困影响因素研究 [J]. 世界经济文汇, 2017(6): 72-87
- Peng J Q, Wu H T. Research on the factors affecting farmers' multidimensional poverty from the perspective of family life cycle [J]. *World Economic Papers*, 2017(6): 72-87 (in Chinese)
- [25] Card D, Krueger A B. School resources and student outcomes: An overview of the literature and new evidence from North and South Carolina [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1996, 10(4): 31-50
- [26] Staiger D, Stock J H. Instrumental variables regression with weak instruments [J]. *Econometrica*, 1997, 65(3): 557-586
- [27] Stock J H, Yogo M. *Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2005

责任编辑: 王岩