

doi: 10.7621/cjarrp.1005-9121.20210107

· 粮食安全 ·

农业机械化水平对农户主粮生产的影响*

彭继权¹, 吴海涛², 汪为^{3*}

(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,湖北武汉 430073;
3.四川农业大学管理学院,成都 611130)

摘要 [目的] 粮食问题关系国家安全、政治稳定和社会安定,是实施乡村振兴战略的首要任务。深入剖析新时期下农户粮食生产的影响因素,是保证国家粮食安全的现实要求。[方法] 文章基于农户实地调研数据,运用工具变量法和样本选择修正模型分析农业机械化水平对农户主粮生产的影响。[结果] (1) 农业机械化水平对农户主粮生产有显著的正向影响,农业机械化水平每提高1%,农户主粮单产就提高1.219%,其中,水稻单产增加1.2207%,小麦单产增加0.8076%,玉米单产增加1.1064%,马铃薯单产增加1.3798%。(2) 从控制变量来看,户主受教育年限、户主务农经验、粮食补贴、农药化肥投入和平原地形都对不同主粮作物生产有积极作用,家庭外出务工占比、土地流转和气候极端变化都对不同主粮作物生产有消极作用。[结论] 在农户不大幅调整当前主粮种植结构的前提下,适当增加马铃薯种植面积,提高种粮农户农业机械补贴力度,推广农机社会化作业服务模式,从而提高粮食产量,保障国家粮食安全。

关键词 农业机械化水平 农户 主粮生产 IV Tobit模型 粮食安全

中图分类号:F326.11 **文献标识码**:A **文章编号**:1005-9121[2021]01-0051-09

0 引言

粮食安全关乎国计民生,我国政府历来重视粮食安全问题,把粮食安全作为首要任务。我国粮食产量创造了2004—2015年“十二连增”的辉煌,自2016年粮食总产量开始下降,其直接原因是粮食播种面积减少和单产下降,深层次原因是国家优化农业生产结构和区域布局以及粮食供给侧结构性改革的作用。而且粮食增产还面临诸多压力:一是单个农户的分散经营模式难以满足现代农业发展要求,耕地质量下降和水资源紧张使得粮食单产出现“天花板”效应^[1];二是城镇化导致农村劳动力流失,农业劳动者老龄化愈加严重,农业生产成本上升和粗放经营模式使得粮食增产受限^[2]。从国际层面来看,联合国粮食及农业组织(FAO)在2018年发布的《全球粮食危机报告》中表示,目前全球仍有51个国家约1.24亿人受到急性粮食不安全的影响,冲突和气候变化是粮食不安全的根源。另外,我国粮食进口量长期高居不下,2017年粮食进口总量达到1.3亿t,其中大米和大豆进口量为全球第一,且粮食安全指数在全世界排名却只到46位。在国内粮食增产受限和粮食国际贸易地位弱势的情况下,我国粮食安全问题依然存在,且形势更为严峻。

1 相关文献评述

粮食增产一直备受关注,众多学者从多角度探究了粮食生产的影响因素,大致归纳为以下几个方面:

收稿日期:2019-04-23

作者简介:彭继权(1992—),男,湖北仙桃人,讲师、博士后、硕士生导师。研究方向:农户生计与农村贫困

※通讯作者:汪为(1986—),男,四川乐山人,讲师、博士后、硕士生导师。研究方向:农户生计与农村贫困。Email:149471823@qq.com

*资助项目:国家自然科学基金项目“农民工家庭相对贫困的动态测度及扶贫长效机制构建:基于等值规模调整的研究”(72063012);教育部人文社科项目“多维视角下农民工相对贫困动态测度及协同治理研究”(20C10421035);国家社科基金项目“乡镇干部权力关系化运作的结构剖析与政策调适研究”(20CZZ031)

第一,政策层面。杨乙丹^[3]最早从制度层面解读粮食增产原因,认为我国的家庭联产承包责任制激发了农民生产动力,促进了粮食迅速增产。随后,更多学者关注粮食补贴政策的影响,发现粮食补贴能够显著提升粮食产量^[4],也有学者研究了支农政策对粮食生产效率的影响^[5-6]。陈璐等^[7]则发现农业基础设施方面的地方财政配套政策会促进粮食增产。第二,劳动要素层面。城镇化会促使更多农村劳动力进入城镇就业,欧阳金琼等^[8]发现兼业户的粮食单产水平要高于纯农户,可能是兼业户对家庭资源的配置更为合理。卫龙宝等^[9]则发现农业劳动力进城务工不会降低粮食产量,但高素质农业劳动者流失会降低粮食产量。张冲等^[10]发现农村人数减少不会降低粮食产量,反而会促进粮食产量。第三,土地要素层面。王嫚嫚等^[11]发现土地细碎化会降低粮食生产效率。也有学者从土地流转角度探讨粮食生产问题,发现土地流转会促进“非粮化”^[12]。仇童伟等^[13]则从产权角度解释粮食产量下降并非源于农地产权边际效应递减。第四,其他生产要素层面。还有从生物技术角度解释粮食增产,认为化学防治型IPM技术和生物防治型IPM技术能提高农户水稻产量^[14]。另有学者从气候变化角度来解释粮食生产,发现气候极端变化不利于粮食生产^[15]。

粮食增产离不开现代农业技术,特别是农业机械。自改革开放以来我国农业机械总动力呈现出不断上升趋势,农机社会化作业服务水平不断提高,极大促进了劳动生产率和土地生产率^[6]。众多学者也从农业机械角度阐释了粮食增产逻辑,彭继权和吴海涛等^[17]发现农业机械化能够显著促进粮食增产,李海明^[18]发现农业机械化能促进粮食增产0.35%。汪发元^[19]发现提升农机总动力能有效增加粮食产量。孙良顺^[20]发现农机总动力对粮食主产区的粮食生产没有显著影响,对非主产区粮食生产有显著负向影响。王欧^[21]基于2003—2014年全国农村固定观察点数据,发现农业机械化能有效地替代农业劳动力并促进粮食增产,但其替代强度在不同粮食之间存在差异,对水稻的替代最强。伍骏骞等^[22]运用1978—2012年省级面板数据探讨了农业机械化发展水平对粮食产量的空间效应。杨淑杰和李玉波^[23]运用灰色关联方法证实了农业机械化与粮食产量具有较强的关联性。黄玛兰等^[24]利用13个粮食主产区数据,发现农业劳动力与农业机械都对粮食产量具有显著正向影响。

可以看出,目前关于农业机械化和粮食产量的研究,所得结论基本都表示农业机械化能促进粮食产量增加。但以上研究也有不足之处:一是研究数据大多为宏观数据,粮食大部分是由单个农户所生产,宏观数据虽能在一定程度上解释粮食生产的总体情况,但容易忽略农户的特性,不能准确把握粮食增产的内在逻辑;二是农业机械化水平均为宏观数据测度得出,农业机械化程度的高低受制因素较多,采用省级层面的农业机械化水平会掩盖省内不同地域之间农业机械化水平的差异,所得结论可能与事实存在偏差;三是研究内容有待完善,更多的学者只是研究农业机械化对粮食总产量或单产的影响,较少讨论农业机械化水平对不同主粮作物产量的影响,探讨农业机械化对不同主粮作物生产率的影响可能更有意义。基于此,文章运用1682个湖北农户样本数据,从农户层面分析农业机械化水平对主粮增产的影响,并探讨不同主粮增产的差异。

2 研究方法 with 数据处理

2.1 研究方法

为考察农业机械化水平对农户主粮生产的影响,构建计量回归模型为:

$$f_i = \alpha_0 + \beta_0 M_i + \sum \mu_i C_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, f_i 为农户*i*的主粮单产,并选取农户的水稻、小麦、玉米和马铃薯产量,来探究农业机械化水平对不同主粮生产的影响。 M_i 表示农业机械化水平,以农作物耕种收综合机械化率为主要指标。 C_i 为控制变量,包括户主受教育年限、户主务农经验、家庭外出务工占比、土地流转、粮食补贴、农药化肥投入、气候极端变化和地形特征。 ε_i 为模型中的随机扰动项, α_0 , β_0 , μ_i 为模型中的待估系数, β_0 是该文所关注的参数,考虑到模型中可能存在内生性问题和样本选择问题,该文使用IVTobit模型进行估计。

2.2 数据来源

该文研究数据来自于课题组2016年在湖北省的农户实地调查数据,此次调查内容涵盖家庭人口基本信息情况、家庭生产经营情况和农业机械使用情况等。为保证样本的代表性,调研地点选取英山县、蕲春县、沙市、阳新县和老河口市等5个县市区,基本能代表湖北省的东中西部。采用随机抽样的方法,在每个县市区抽取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1750户农户,剔除无效样本68份,共获得有效样本1682份。

2.3 变量选取

2.3.1 农户农业机械化水平

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。前两者无法准确衡量真实的农业机械化水平,一是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能的作业能力;二是农机跨区作业已经较为普及,地区农机总动力不能完全代表农业机械化水平;三是农户层面的农机总动力数据获取难度大。该文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),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农业机械化作业水平,要比农机总动力更容易观测^[25]。

2.3.2 农户主粮单产

“主粮”也就是“主要粮食”的简称,一般指各地每年生产的粮食品种,传统的主粮主要包括水稻、小麦和玉米,称为中国的“三大主粮”。2013年我国开始启动马铃薯主粮化战略,原农业部公布的《关于推进马铃薯产业开发的指导意见》中指出,到2020年我国马铃薯种植面积扩大到66.7万 hm^2 (1亿亩)以上,总产达到1.3亿t左右,适宜主食加工的品种种植比例达到30%,主食消费占马铃薯总消费量的30%。以水稻、小麦、玉米和马铃薯为主的“四大主粮”由此形成。该文所界定的“主粮”为以上“四大主粮”,因此,模型中的因变量为5个,分别为主粮单产、水稻单产、小麦单产、玉米单产和马铃薯单产。为保证数据的平稳性,该文对各类粮食单产采用取对数的方法平滑处理,也有利减少模型中可能出现的共线性和异方差问题。

2.3.3 其他变量

(1) 户主受教育年限。户主在家庭决策中至关重要,户主受教育程度将直接影响家庭的生产经营和农业技术采用,一般户主受教育程度越高的家庭,越能实现家庭资源配置效率最大化。(2) 户主务农经验。农业不同于标准化生产的工业,各个生产环节都易遭受自然灾害或其他不可抗力的风险,因此,只有具备较强务农经验的劳动者才能生产出更为优质的农产品。(3) 家庭外出务工占比。农业生产具有较强季节性,只有充足劳动力才能保障农业正常生产,家庭外出务工人员越多,农业生产的劳动者就越少,势必会影响农业生产的效率和质量。(4) 土地流转。一般参与土地流转的农户,其家庭主要收入来源一般不为农业,农业生产积极性可能不高,农业产量应该也不高。(5) 粮食补贴。粮食补贴一般会增加农户种粮积极性。(6) 农药化肥投入。在过去几十年间,我国粮食增产的重要动因是农药和化肥使用。(7) 气候极端变化。气候是农业生产的重要外部环境,农业有着“靠天收”特征,气候也是人们最难以对抗的客观事实,气候极端变化势必会影响农作物正常生产,导致农产品产量降低。(8) 地形特征。一般而言,平原地区相较于非平原地区,有着更为良好的农业生产环境,且平原地区技术采用率可能更高,粮食产量可能也会更高。

2.4 描述性统计分析

各变量的描述统计见表1,从因变量来看,马铃薯单产的平均值最高,小麦单产的平均值最低。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农业机械化

水平67.4%。户主受教育年限均值约为7年,但不同户主间差异较大。户主务农经验均值约为37年,标准差较小说明目前农业劳动者年龄普遍偏高。家庭外出务工占比均值为0.387,说明每个家庭中大概有1/3以上的成员外出务工。土地流转均值为0.272,说明有27.2%的家庭有土地流转行为。粮食补贴金额均值为475元,标准差较大说明农户耕地面积的差异较大。农业化肥投入额均值为217元,且不同农户使用量存在较大差异。气候极端变化均值为0.528,说明有一半以上农户在农业生产中遭受到了气候极端变化。地形特征均值为0.335,说明有33.5%的农户处在平原地区。

表1 变量定义及描述统计

变名称量	变定义量	均值	标准差
主粮单产	主粮单产取对数	7.174	0.098
水稻单产	水稻单产取对数	7.075	0.416
小麦单产	小麦单产取对数	6.280	0.443
玉米单产	玉米单产取对数	6.248	0.511
马铃薯单产	马铃薯单产取对数	7.900	0.655
农业机械投入额	农业机械投入额取对数	4.137	3.715
户主受教育年限	户主实际上学年数(年/人)	6.907	3.759
户主务农经验	户主年龄与受教育年限之差取对数	3.574	0.277
家庭外出务工占比	外出务工人数/家庭总人数(%)	0.387	0.170
土地流转	1=有流转;0=无流转	0.272	0.445
粮食补贴	粮食补贴金额取对数	6.042	0.750
农药化肥投入	亩均农药化肥投入额取对数	5.481	0.892
气候极端变化	1=有变化;0=无变化	0.528	0.385
地形特征	1=平原;0=非平原	0.335	0.472

3 结果与分析

3.1 农业机械化水平对农户主粮单产的影响

表2主要考察农业机械化水平对农户主粮单产的影响,式(1)~(3)列采用的是普通最小二乘法的估计方法,式(4)~(6)列采用的是样本选择修正后的Tobit模型估计方法。两类模型都是采取逐步回归法,这样做既能避免模型产生严重的多重共线性,也能对模型进行稳健性检验。

从式(1)~(3)列的回归结果显示,在逐步加入控制变量后,农业机械化水平对农户主粮单产依然产生显著的正向影响,模型的显著性水平逐步提高,各变量的符号和显著性基本没有变化,说明模型具有较强的稳健性。从OLS的估计结果可知,当农业机械化水平每增加1%,农户主粮单产就会增加0.173%,且在1%水平上显著,说明农业机械化水平能够提高粮食生产率。从其他控制变量来看,户主受教育年限每增加1%,农户主粮单产会显著提高0.0049%,说明教育程度对粮食生产有促进作用。务农经验每增加1%,农户主粮单产会显著提高0.0367%,说明务农经验越高的劳动者,粮食生产效率更高。家庭外出务工占比每增加1%,农户主粮单产会显著降低0.0461%,说明外出务工确实不利于粮食生产。有土地流转的农户相比没有土地流转的农户而言,其主粮单产会相对较少,但是并不显著。粮食补贴每增加1%,农户主粮单产会显著增加0.585%,说明粮食补贴对粮食增产作用较大。农药化肥投入每增加1%,农户主粮单产会显著增加0.0432%,说明农药化肥对粮食生产依然起着积极作用。气候极端变化对粮食生产有显著负向影响,而平原地形更有利于粮食生产。

式(4)~(6)列是Tobit模型的估计结果,选择此模型主要是为了避免普通最小二乘估计可能存在的样本选择偏误问题。尽管研究样本都为实地调研农户,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To-

表 2 农业机械化水平对农户主粮单产的 OLS 和 Tobit 估计结果

变量名称	OLS			Tobit		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农业机械投入额	0.808 ^{***} (0.041)	0.775 ^{***} (0.043)	0.173 ^{***} (0.049)	1.553 ^{***} (0.099)	1.480 ^{***} (0.100)	0.267 ^{***} (0.088)
户主受教育年限		0.010 1 ^{***} (0.003)	0.004 9 [*] (0.003)		0.018 6 ^{***} (0.007)	0.008 1 (0.006)
户主务农经验		0.041 8 [*] (0.024)	0.036 7 [*] (0.020)		0.073 6 (0.053)	0.055 7 (0.041)
家庭外出务工占比		-0.068 ^{**} (0.033)	-0.046 1 [*] (0.026)		-0.176 ^{**} (0.069)	-0.150 ^{***} (0.055)
土地流转			-0.038 8 (0.042)			-0.064 4 (0.091)
粮食补贴			0.585 ^{***} (0.033)			1.250 ^{***} (0.075)
农药化肥投入			0.043 2 [*] (0.025)			0.050 5 (0.051)
气候极端变化			-0.231 ^{***} (0.028)			-0.346 ^{***} (0.054)
地形特征			0.074 1 ^{***} (0.020)			0.219 ^{***} (0.044)
Constant	0.310 ^{***} (0.020)	0.240 ^{***} (0.032)	0.116 ^{***} (0.036)	0.028 2 (0.049)	-0.086 5 (0.074)	-0.467 ^{***} (0.088)
Observations	1 682	1 682	1 682	1 682	1 682	1 682
R-squared	0.322	0.338	0.584	—	—	—

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

bit 模型进行估计。Tobit 模型逐步回归的结果表明回归模型具有较好的稳健性，相比普通最小二乘回归结果，Tobit 模型的整体估计系数都要比 OLS 模型的估计系数要大，说明如果采用 OLS 回归模型会低估农业机械化水平对农户主粮单产的影响。农业机械化水平对农户主粮单产的 Tobit 模型估计系数为 0.267，且在 1% 的水平上显著，说明农业机械化水平每提升 1%，农户主粮单产就提升 0.267%。其他变量的 Tobit 模型回归显示，基本上都与 OLS 模型回归的影响一致。

3.2 回归模型的内生性检验

微观计量估计模型很有可能出现内生性问题，内生性问题会导致估计值不一致，即无论样本容量多大，估计值都不会收敛到真实的总体参数。为解决以上问题，通常采取两阶段最小二乘法进行模型估计。农业机械化水平与农户主粮单产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生产力水平，进而能够提高农户粮食产量。但也可能是农户在农业机械化水平较低的情况下，由于其他因素导致农户主粮单产增加，有更多资金可以用于农业机械投资，从而带动了农业机械化水平提升。就目前来看，这两种推论都可能存在。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主粮单产，从而导致遗漏变量偏误。因此，该文需要对模型进行内生性检验。

该文拟采用工具变量法解决模型估计的内生性问题，工具变量的选取需要满足两个条件：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两个条件，选取家庭收入水平和村级平均农业机械化水平作为工具变量。第一个工具变量是家庭收入对数，家庭收入水平一般不会对主粮单产有影响，但会对农业机械使用产生影响，因为农业机械

使用需要一定经济成本，当农户没有足够资金支持机械化成本时，会更多增加劳动时间来替代机械化投入，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平均农业机械化水平，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更为常见的思路之一^[26]，其有效性被以往的众多文献所证实，故该文选取村级平均农业机械化水平作为工具变量。村级平均农业机械化水平一般不会影响单个农户的主粮单产，但村级平均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联系，当村中农业机械化普及程度较高时，出于“羊群效应”的影响，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，村级平均农业机械化水平对农户主粮单产具有较强的外生性，因此，村级平均农业机械化水平也满足工具变量外生性要求。由于工具变量数大于内生变量数，该文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，该文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。

表3（1）和（2）列中，在不考虑样本选择偏误情况下，把家庭收入对数和村级平均机械化水平作为工具变量分别进行2SLS和IVGMM回归，从而检验主模型中是否存在内生性问题。为节省篇幅，表中没有列出2SLS的第一阶段的回归结果。在使用工具变量时需要保证其外生性，首先要对工具变量进行过度识别检验，检验结果的P值为0.5838，表示无法拒绝工具变量是外生的原假设。然后进行弱工具变量检验，2SLS第一阶段工具变量的F检验统计值为140.93，根据Staiger和Stock^[27]所建议的工具变量F检验统计值大于10的标准。进一步使用对工具变量更不敏感的“有限信息最大似然估计法”，验证了该文中的工具变量并非弱工具变量。再运用Stock和Yogo^[28]的方法检验工具变量的弱识别问题，检验的统计值为23.13，远远大于统计检验的临界值19.93，表明模型不存在弱工具变量问题。考虑到工具变量的个数大于内生变量的个数，需要对工具变量进行冗余检验，家庭收入对数和村级平均农业机械化水平工具变量冗余检验的P值分别为0.002和0.000，表明模型中的工具变量不为冗余工具变量。

在（1）列中，农业机械化水平的2SLS估计系数远高于OLS的估计系数，为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，进一步对回归模型进行了Hausman检验，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，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。

在上文中发现模型存在样本选择偏误问题，表4的（1）和（2）列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主粮单产的真实估计值。在（3）列中同时考虑了样本选择偏误和内生性问题，采用IVTobit模型的估计方法进行回归，结果表明农业机械化水平每提高1%，农户主

表3 模型内生性检验的估计结果

变量	2SLS	IVGMM	IVTobit
	(1)	(2)	(3)
农业机械投入额	0.742 ^{***} (0.204)	0.748 ^{***} (0.204)	1.219 ^{***} (0.400)
户主受教育年限	0.0026 (0.003)	0.0025 (0.003)	0.0039 (0.007)
户主务农经验	0.047 ^{**} (0.021)	0.0474 ^{**} (0.021)	0.0733 [*] (0.044)
家庭外出务工占比	-0.0282 (0.029)	-0.0282 (0.029)	-0.119 ^{**} (0.060)
土地流转	-0.0288 (0.046)	-0.027 (0.046)	-0.0499 (0.097)
粮食补贴	0.336 ^{***} (0.091)	0.334 ^{***} (0.091)	0.827 ^{***} (0.180)
农药化肥投入	0.0361 (0.027)	0.0357 (0.027)	0.0385 (0.054)
气候极端变化	-0.123 ^{**} (0.049)	-0.120 ^{**} (0.048)	-0.165 [*] (0.094)
地形特征	0.102 ^{***} (0.025)	0.102 ^{***} (0.025)	0.263 ^{***} (0.051)
Constant	0.0453 (0.044)	0.0438 (0.044)	-0.577 ^{***} (0.102)
Observations	1682	1682	1682
R-squared	0.497	0.496	—

粮单产就提高1.219%。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回归模型估计系数来看,其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。

3.3 农业机械化水平对不同主粮单产的影响

前文通过大量计量模型证实了农业机械化水平确实能显著促进农户主粮单产增加,但主粮由4大类构成,农业机械化水平对主粮增产的作用机制如何运转,或者说农业机械化水平对4类主粮增产的逻辑是一致的吗?厘清农业机械化水平对主粮增产逻辑,有利于识别农业机械化水平对不同主粮作物生产效率提升的差异,并依次制定更为切实有效的粮食政策。该文分别验证农业机械化水平对水稻单产、小麦单产、玉米单产和马铃薯单产的影响,为了保证模型估计有效性,继续采用IVTobit模型估计,回归结果见表4。(1)列为农业机械化水平对水稻产量的估计结果,(2)列为农业机械化水平对小麦产量的估计结果,(3)列为农业机械化水平对玉米产量的估计结果,(4)列为农业机械化水平对马铃薯产量的估计结果。由(1)~(4)列可知,各模型估计结果中各变量的影响方向和显著性基本一致,表明4个模型具有较强的稳健性。从农业机械化水平变量来看,农业机械化水平每增加1%,水稻、小麦、玉米和马铃薯的单产分别增加1.2207%、0.8076%、1.1064%和1.3798%,且结果都在1%水平上显著,说明农业机械化水平对4类主粮生产有显著的差异影响,影响大小依次为马铃薯、水稻、玉米和小麦。这也能比较好理解,一般4类主粮的单产量由高到低依次为马铃薯、水稻、玉米和小麦,相同的农业技术作用于以上几类作物,其生产率提升的水平应保持一致。这也进一步说明,马铃薯的增产空间较大,且马铃薯更能在环境恶劣的地方生长,在不挤占现有耕地资源的情况下,更能丰富中国的主粮种类和粮食储备。从其他控制变量来看,4个模型的估计结果与主粮模型的估计结果相差不大,户主受教育年限和户主务农经验对4类主粮单产有促进作用,土地流转对4类主粮单产有消极作用,但都不显著。家庭外出劳动占比和气候极端变化对4类主粮单产有显著的消极作用,粮食补贴、农药化肥投入、平原地形对4类主粮单产有显著正向作用。

4 结论与讨论

该文研究发现:(1)农业机械化水平对农户主粮单产有显著的正向影响,农业机械化水平每提高1%,农户主粮单产就提高1.219%;(2)在没有考虑模型中可能存在内生性和样本选择偏误的问题时,OLS模型的回归结果显示,当农业机械化水平每增加1%,农户主粮单产就会增加0.173%,OLS模型严重低估了农业机械化水平对农户粮食产量的影响;(3)从农业机械化水平对农户不同主粮生产作用机制的检验结果可知,农业机械化水平每增加1%,水稻、小麦、玉米和马铃薯的单产分别增加1.2207%、0.8076%、1.1064%和1.3798%,说明农业机械对不同主粮作物的生产都有促进作用,但影响大小有差异;(4)户主受教育年限、户主务农经验、粮食补贴、农药化肥投入和平原地形都对不同主粮作物生产有积极作

表4 农业机械化水平对不同主粮单产的IVTobit估计结果

变量	水稻	小麦	玉米	马铃薯
	(1)	(2)	(3)	(4)
农业机械投入额	1.220 7*** (0.095)	0.807 6*** (0.078)	1.106 4*** (0.089)	1.379 8*** (0.094)
户主受教育年限	0.004 4 (0.003)	0.004 5 (0.003)	0.007 6 (0.006)	0.006 9 (0.006)
户主务农经验	0.025 8 (0.019)	0.021 (0.020)	0.029 3 (0.041)	0.032 1 (0.040)
家庭外出务工占比	-0.041 3 (0.026)	-0.053 1** (0.026)	-0.160*** (0.054)	-0.137** (0.054)
土地流转	-0.026 8 (0.042)	-0.035 (0.042)	-0.062 7 (0.091)	-0.037 4 (0.090)
粮食补贴	0.642*** (0.026)	0.589*** (0.029)	1.274*** (0.070)	1.336*** (0.065)
农药化肥投入	0.041 8* (0.025)	0.042* (0.025)	0.052 2 (0.051)	0.048 5 (0.051)
气候极端变化	-0.239*** (0.028)	-0.226*** (0.028)	-0.344*** (0.055)	-0.353*** (0.054)
地形特征	0.084 5*** (0.021)	0.077 6*** (0.020)	0.219*** (0.044)	0.237*** (0.044)
Constant	0.112*** (0.036)	0.119*** (0.035)	-0.457*** (0.086)	-0.480*** (0.088)
Observations	1 682	1 682	1 682	1 682
R-squared	0.585	0.593	0.481	0.578

用,家庭外出务工占比、土地流转和气候极端变化都对不同主粮作物生产有消极作用。

综上所述,该文认为,农业机械化水平能有效提升不同主粮的产量。粮食不仅是经济物资,更是国家战略物资,是社会和谐稳定发展的基石。粮食安全一直是世界各国所关注的重要话题,2018年我国发布的《关于实施乡村振兴战略的意见》明确提出,深入实施藏粮于地、藏粮于技战略,确保谷物基本自给、口粮绝对安全,凸显我国粮食安全新路径。因此,粮食进一步增产的动力主要在“地”和“技”。“地”则包括粮地种植面积和耕地生产能力,我国已经制定了一系列耕地保护制度来严守耕地红线和提高耕地质量。“技”在于农业各生产环节中的科技应用,土地的增产终究会有瓶颈,但科技促进粮食增产的空间巨大,纵观人类的粮食生产史,科技远比土地对粮食增产的贡献要大。农业机械化是过去中国粮食增产的重要原因,尽管我国不断在推进农业机械化发展,但当下我国农业机械化水平整体不高,农业机械化水平提升空间还较大,通过农业机械进一步撬动粮食增产的可能性依然较大。而且,我国要实现农业现代化,农业机械化是必由之路。因此,我国想要提升国家粮食安全能力,在适度推广马铃薯主粮化的同时,可以进一步提升农户的农业机械使用程度。考虑到农业机械的高额成本,可以大力推广农机社会化作业服务模式,既能保证农业机械物资的高效利用,也能降低农户的生产成本负担。同时,政府也可以进一步加大对种粮农户农业机械使用的补贴力度,以此来促进粮食增产和农业现代化。

参考文献

- [1] 吕捷,林宇洁.国际玉米价格波动特性及其对中国粮食安全影响.管理世界,2013(5):76-87.
- [2] 何悦,漆雁斌.城镇化发展对粮食生产技术效率的影响研究——基于我国13个粮食主产区的面板数据.中国农业资源与区划,2019,40(3):101-110.
- [3] 杨乙丹.农村经济体制变革、粮食产量波动和粮食流通体制变迁:1953—1985.兰州学刊,2007(10):76-79.
- [4] 辛翔飞,张怡,王济民.我国粮食补贴政策效果评价——基于粮食生产和农民收入的视角.经济问题,2016(2):92-96.
- [5] 田红宇,祝志勇.中国粮食生产效率及影响因素分析——基于DEA-Tobit两步法研究.中国农业资源与区划,2018,39(12):161-168.
- [6] 李昊儒,毛丽丽,梅旭荣,等.近30年来我国粮食产量波动影响因素分析.中国农业资源与区划,2018,39(10):1-10,16.
- [7] 陈璐,杜旭,韩学平.农业基础设施地方财政配套政策对粮食主产区的影响分析.农业经济与管理,2017(6):52-61,87.
- [8] 欧阳金琼,王雅鹏.农户兼业会影响粮食生产吗——基于江汉平原粮食主产区400户粮农的调查.经济问题,2014(7):69-74.
- [9] 卫龙宝,张艳虹,高叙文.我国农业劳动力转移对粮食安全的影响——基于面板数据的实证分析.经济问题探索,2017(2):160-167.
- [10] 张冲,王磊.中国农村人口变动对粮食生产的影响研究.农村经济,2018(6):123-128.
- [11] 王媛媛,刘颖,蒯昊,等.土地细碎化、耕地地力对粮食生产效率的影响——基于江汉平原354个水稻种植户的研究.资源科学,2017,39(8):1488-1496.
- [12] 王倩,肖渊实,余劲.农地流转对农户土地利用行为及效果影响探究.中国农业资源与区划,2016,37(2):231-236.
- [13] 仇童伟,罗必良.粮食生产下滑真的源于农地产权边际效应递减吗?——来自1978~2010年中国省级数据的证据.制度经济学研究,2018(1):1-32.
- [14] 赵连阁,蔡书凯.晚稻种植农户IPM技术采纳的农药成本节约和粮食增产效果分析.中国农村经济,2013(5):78-87.
- [15] 李昊儒,毛丽丽,梅旭荣,等.近30年来我国粮食产量波动影响因素分析.中国农业资源与区划,2018,39(10):1-10,16.
- [16] 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.农业现代化研究,2018,39(4):591-600.
- [17] 彭继权,吴海涛,谭昶,等.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.中国农业大学学报,2019,24(7):167-180.
- [18] 李海明.广东省农业机械化对广东农业生产的影响.吉林农业大学学报,2010,32(5):575-578.
- [19] 汪发元.农业现代化相关要素对粮食产量的影响分析——基于湖北省22年的数据分析.改革与战略,2016,32(7):111-115.
- [20] 孙良顺.水旱灾害、水利投资对粮食产量的影响.西北农林科技大学学报(社会科学版),2016,16(5):136-142.
- [21] 王欧,唐轲,郑华懋.农业机械对劳动力替代强度和粮食产出的影响.中国农村经济,2016(12):46-59.
- [22] 伍骏骞,方师乐,李谷成,等.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.中国农村经济,2017(6):44-57.
- [23] 杨淑杰,李玉波.吉林省农业机械化与粮食产量灰色关联分析.中国农机化学报,2018,39(8):101-107.
- [24] 黄玛兰,李晓云,游良志.农业机械与农业劳动力投入对粮食产出的影响及其替代弹性.华中农业大学学报(社会科学版),2018(2):37-45,156.

- [25] 彭继权, 吴海涛, 宋嘉豪, 等. 农业机械化水平对湖北农户耕地复种指数的影响. 中国生态农业学报(中英文), 2019, 27(3): 380-390.
- [26] Cadr D, Krueger A B. School Resources and Student Out-comes: An Overview of the Literature and New Evidence from North and South Carolina. *General Information*, 1996, 10(4): 31-50.
- [27] Staiger D, Stock J H. Instrumental Variables regression with weak instruments. *econometrica*, 1997, 65(3): 557-586.
- [28] Stock J H, Yogo M. Testing for weak instruments in Linear IV Regression. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

THE INFLUENCE OF AGRICULTURAL MECHANIZATION LEVEL ON FARMERS' PRODUCTION OF STAPLE FOOD*

Peng Jiquan¹, Wu Haitao², Wang Wei^{3*}

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

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

3. School of Management, Sichuan Agricultural University, Chengdu 611130, Sichuan, China)

Abstract Food issues are related to national security, political stability, and social stability, and are the primary tasks for implementing the strategy of rural revitalization. An in-depth analysis of the influencing factors of farmers' food production in the new period is a realistic requirement for ensuring national food security. Based on field survey data of farmers, this paper analyzed the impact of agricultural mechanization on farmers' staple food production by using instrumental variable method and sample selection modification model. The results were listed as follows. The level of agricultural mechanization had a significant positive impact on the production of staple food for farmers. For each 1% increased in the level of agricultural mechanization, the farmers' main grain yield, rice yield, wheat yield, corn yield, and potato yield increase by 1.219%, 1.2207%, 0.8076%, 1.1064%, 1.3798%, respectively. From the perspective of controlling variables, the years of education of heads of households, farming experience of heads of households, food subsidies, inputs of pesticides and fertilizers, and plain topography all had positive effects on the production of different staple food crops, while the proportion of family laborers working outside, land transfer and extreme changes in climate all had negative effects on the production of different staple food crops. So, under the premise that farmers do not significantly adjust the current staple grain planting structure, they can appropriately increase potato planting areas, increase subsidies for agricultural machinery for grain farmers, and promote the social operation service model of agricultural machinery, thereby increasing food production and ensuring national food security.

Keywords agricultural mechanization level; farmers; staple food production; IV Tobit model; food security