

生产环节外包能否助力中国粮食安全?

——来自粮食主产区的证据

畅倩¹,邓悦²,赵敏娟^{1*}

(1.西北农林科技大学经济管理学院,陕西杨凌712100;
2.西安科技大学管理学院,陕西西安710054)



摘要 在中国大力扶持和推进生产环节外包服务业发展的现实背景下,系统评估生产环节外包对中国粮食安全的影响具有重要的现实意义。聚焦粮食安全数量目标与环境目标两个维度,从农户是否参与外包、农户的外包横向参与度与农户的外包纵深参与度三个层面,理论剖析生产环节外包影响中国粮食安全的逻辑机理,并使用中国粮食主产区1211户农户的抽样调查数据和CMP方法进行实证检验。研究发现:①从三大主粮的总体估计来看,生产环节外包有助于中国粮食安全数量目标的实现,但不利于中国粮食安全环境目标的达成。在解决潜在的内生性问题后,这一结论依然成立;②从玉米、小麦和水稻的分样本估计来看,生产环节外包对中国粮食安全的多维影响在玉米和水稻生产中仍较为稳健,但对小麦的增产效果并不明显;从黑龙江、河南和湖南的分样本估计来看,生产环节外包对中国粮食安全的多维影响在三大粮食主产省均较为稳健。目前,从服务视角破解资源环境约束与农户行为约束暂未成为解决中国粮食安全环境问题的有效途径,仍需进一步推动生产环节外包服务市场的发育与完善,鼓励并引导外包供给主体的绿色生产导向。

关键词 粮食安全;生产环节外包;环境污染;内生性;CMP方法

中图分类号:F325.15 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2023)04-0011-14

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2023.04.003

“食为政首,农为邦本”。一直以来,党中央、国务院高度重视国家粮食安全,把解决中国14亿人口的吃饭问题作为治国安邦重中之重的大事^[1]。目前,中国已实现粮食由产不足需到产需稳定、丰年略有盈余的历史性跨越^[2]。然受边际收益递减规律的支配,中国长期依赖物质要素投入驱动实现粮食增产已呈乏力态势^[3],并且加剧了生产效率损失、资源浪费与环境污染^[4-5]。此外,中国粮食安全还受到国际贸易环境、气候变化、贸易政策等多方面的影响^[6]。由此可见,中国粮食产业发展到了一个关键的转折关口,“内忧外患”的客观形势为保障中国粮食安全增加了困难和复杂性,中国粮食生产必须增产提质^[7]。即,不仅要满足增加粮食产量以保障粮食总供给的数量目标,还要满足降低粮食生产引致的环境损害以促进农业可持续发展所表达的环境目标^[8-9]。因此,寻求可持续的粮食增产提质机制是亟需解决的问题。

中国政府曾尝试了培育农村合作组织、促进土地集中规模经营等办法,但短期内效果均不明显^[10-11]。伴随着人口老龄化、城镇化的进程,农村出现了农户普遍将耕地、播种、收获甚至植保交由其他农户或专业生产性服务组织等代理作业的现象,有效缓解了粮食生产中劳动力投入季节性短缺与劳动技能缺乏的问题,在较大程度上稳定了粮食供给,并实现了分散农户生产经营的规模化^[12-13]。基

收稿日期:2022-06-05

基金项目:国家自然科学基金项目“西北地区耕地资源保护政策体系评价与完善:多目标协同与公众支持”(72173097);国家自然科学基金项目“生态振兴促进农民农村共同富裕的实现路径研究”(72141006)。

*为通讯作者。

于此,政府对以生产环节外包为主的农业社会化服务给予了高度重视,不仅在连续十九年的中央一号文件中反复强调发展农业生产性服务业的重要性,还颁布了一系列政策文件为其体系建设提供坚实的制度保障。例如,《国务院关于加快发展生产性服务业促进产业结构调整升级的指导意见》《农业部 国家发展改革委 财政部关于加快发展农业生产性服务业的指导意见》等。

在中国大力扶持和推进生产环节外包服务业发展的现实背景下,外包能否匹配中国粮食增产提质的生产目标,从而助力中国粮食安全,尚未可知。基于此,本文使用中国粮食主产区1211户农户的抽样调查数据,聚焦粮食安全数量目标与环境目标两个维度,关注农户是否参与外包、农户的外包横向参与度与农户的外包纵深参与度三个层面,尝试回答“生产环节外包能否助力中国粮食安全”这一重要议题,从服务视角探寻破解资源环境约束与农户行为约束的可能性。

一、文献综述与研究假说

结合中国粮食增产提质的生产目标,评估生产环节外包能否助力中国粮食安全主要关注两个关键问题,一是生产环节外包对实现粮食安全数量目标的推动作用,聚焦于微观农户个体,则表现为生产环节外包对农户粮食产量的影响;二是生产环节外包对实现粮食安全环境目标的推动作用,鉴于中国粮食生产过程中,农用化学品普遍过量使用的现实状况,以及农用化学品过量使用与农业环境污染的密切相关性^[14],则可表征为生产环节外包对农用化学品投入的影响。同时,农户的生产环节外包不仅表现在是否参与层面,还存在横向参与度与纵深参与度的差别。其中,横向参与度是从农户外包服务购买水平的维度描述其外包状况,农户购买生产环节外包服务的环节数量越多,支出的服务费用越高,其外包服务的横向参与度也就越高;纵深参与度是从农户市场参与水平的维度描述其外包状况,参考相关研究的界定^[15],农户进行农业耕作的方式通常有自己生产、帮工与换工、租赁机械或雇佣劳力、租赁机械且雇佣劳力、雇请专业服务组织5种^①,且这5种方式反映的市场参与水平是逐步升级的,表征农户外包的纵深参与度由低到高。基于此,本文的文献综述将从农户是否参与外包、农户外包的横向参与度与农户外包的纵深参与度3个层面,梳理并论述生产环节外包对粮食产量和农用化学品投入的影响机理,进而系统评估生产环节外包对中国粮食安全影响。

就粮食安全的数量目标而言,参与生产环节外包能够促进粮食增产的观点已得到学界的普遍认同,其主要原因可以概括为:第一,参与生产环节外包能够弥补家庭劳动力转移导致的农业劳动力数量短缺与质量下降短板,不仅避免了农时延误可能造成的产量损失,还保证了粮食生产的作业质量和生产能力^[16-17]。第二,参与生产环节外包能够弥补家庭机械设备方面的不足。通过促使小农户使用先进生产机械,不仅能在耕整、播种等环节促进粮食增产,发挥机械化作业的增产优势,还能减少收获、烘干等环节的粮食损失和浪费^[18]。第三,参与生产环节外包具有技术引入效应,能够以服务为载体将先进的生产技术、种植经验等广泛应用于农业生产的各个环节,从而提高知识创新和技术溢出的增产效用^[19]。

进一步地,从农户外包的横向参与度来看,随着农户购买外包服务环节数量的增加,外包增产的效果可能相对更好。首先,外包供给主体有更大空间以标准化的方式对粮食生产过程进行统一管理^[20];其次,外包供给主体能够在更大程度上配置生产要素,提高资源的利用效率^[21];最后,外包供给主体更有动力更新机械设备、引进先进生产技术以及学习种植经验。从农户外包的纵深参与度来看,随着农户市场参与水平的升级,外包增产的效果也可能相对更好。一方面,相比于个体机耕户和农村留守劳动力,专业服务组织通常拥有更先进的技术、机械装备及更丰富的农业生产知识、技能等;另一方面,外包供给主体与农户间的契约关系相对更强、道德风险更低,其粮食增产优势也就更为明显^[22]。基于此,本文提出以下研究假说:

① 需要说明的是,本文界定的5种耕作方式不存在交叉问题。租赁机械或雇佣劳力、租赁机械且雇佣劳力两种外包方式主要是指农户购买的私人的、随机的外包服务,服务供给者为个体机耕户或农村剩余劳动力;而雇请专业服务组织一般是有正式或非正式雇佣合同的、稳定的外包服务,服务供给者为合作社、农业企业等。

H₁:生产环节外包有助于推动粮食安全数量目标的实现。具体而言,农户参与外包、农户外包横向参与度的提升与农户外包纵深参与度的提升均会促进粮食增产。

就粮食安全的环境目标而言,参与生产环节外包对农用化学品投入的影响尚不明朗。一部分学者认为,参与生产环节外包会减少农用化学品投入量,从而有助于中国粮食安全环境目标的达成。第一,减少农用化学品投入能够节约服务供应成本,与外包供给主体利润最大化的经营目标相吻合^[23]。第二,依靠先进的机械设备、专业知识储备等,外包供给主体可能会改变农户使用污染性投入要素和处理农业生产废弃物的方式^[24]。第三,参与生产环节外包能够解决单个农户技术采纳成本高、风险大以及技术管理能力不足等问题^[25],且能够依托成本优势、专业技术人员配备以及仪器设备先进等特点,通过促进农户环境友好型技术的采纳,间接减少农用化学品投入量^[26-27]。另一部分学者持相反的观点。首先,环境作为典型的公共物品,外包供给主体对其造成的负面影响不需承担任何责任^[28],则没有减少廉价农用化学品投入的动机,且为了降低作业风险,外包供给主体可能更倾向于增加农用化学品投入量以保证产量稳定或提高;其次,农户与外包供给主体之间属于“雇佣关系”,不可避免的存在道德风险问题,可能抑制机械化作业与先进生产知识等对农用化学品投入的替代作用。可见,参与生产环节外包对中国粮食安全环境目标的影响存在不确定性,可能取决于其对农用化学品投入促进作用与抑制作用的相对大小。

进一步地,从农户外包的横向参与度来看,随着农户购买外包服务环节数量的增加,外包供给主体可以发挥多环节作业的配合优势减少农用化学品投入,例如,外包供给主体可通过深松深耕等耕作方式提高土壤有机质含量,从而降低化肥等农用化学品投入。但相较于单一环节的外包,不同环节、不同外包供给主体的多环节作业效果更加难以区分和识别,可能会极大程度地促进外包供给主体的机会主义行为,从而增加化肥等农用化学品投入。同时,外包供给主体将面临更高的经营成本和进入门槛,为了更好地实现短期利润最大化的经营目标,外包供给主体也可能更倾向于采用廉价农用化学品投入来替代先进技术设备。农户外包的纵深参与度对农用化学品投入的影响同样具有两面性。随着农户市场参与水平的升级,外包供给主体拥有更大的成本优势、更多的专业技术人员配备以及更先进的仪器设备,可以更大程度的发挥技术进步等带来的环境效应^[23,29],但农户的农业生产参与度也将随之降低,并致使其对外包供给主体的监督管控逐步减少,且由于农地环境、土壤质量等不易观测和评判的特征,农户与外包供给主体间的约定多以产量等可观测性的服务成果为主,这可能会进一步促使外包供给主体增加廉价农用化学品投入作为降低服务风险的主要措施,进而促进了农用化学品投入的增加。可见,农户外包横向参与度与农户外包纵深参与度的提升对中国粮食安全环境目标的实现同样存在不确定性。基于此,本文提出以下研究假说:

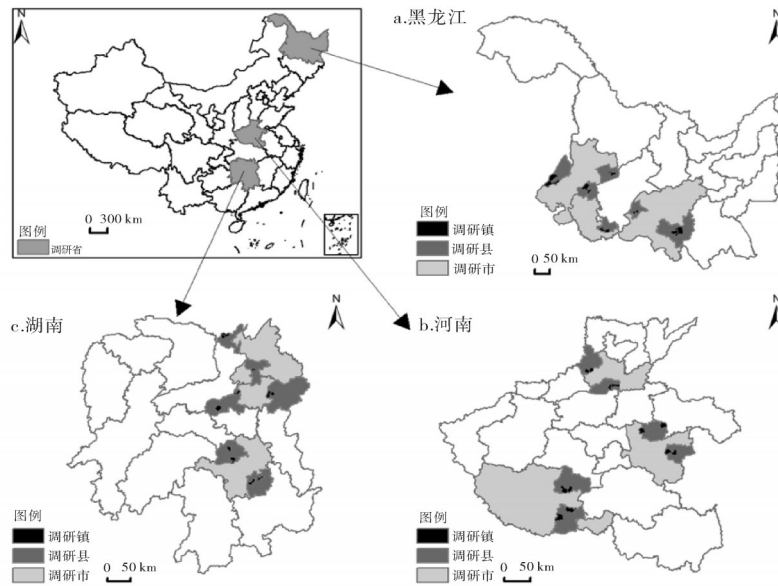
H₂:生产环节外包对中国粮食安全环境目标的影响存在不确定性,其影响效应可能取决生产环节外包对农用化学品投入促进作用与抑制作用的相对大小。

二、数据来源、变量选取与模型设定

1. 数据来源与样本特征

本文分析所用数据来自课题组2021年10月在黑龙江、河南和湖南三大粮食主产省开展的农户微观调研。本次调查采用多阶段抽样方法。通过访谈和结构化问卷调查,共获取1242份农户问卷。在剔除了前后不一致和关键信息缺失的样本后,最终获得1211份有效样本。从样本分布特征来看,有效样本在黑龙江省、河南省和湖南省的分布比例分别为34.35%、32.62%和33.03%,样本区分布较为均衡,且覆盖了主产粮食作物的东北、黄河流域中游和长江流域中游三类地理区位,涉及玉米、小麦和水稻三大主粮作物类型,囊括单季、双季和 triple 三种作物熟制。样本分布如图1所示。

从样本农户的基本特征来看(见表1),户主年龄主要集中在50~65岁之间,所占比例超过50%;接近80%的户主受教育程度为初中及以下水平;样本农户的家庭规模以3~6人居多;7人及以上的样本仅有10.07%;耕地经营面积在5亩及以下的样本占比19.57%,在5~10亩、10~20亩、20~50亩



注:审图号为GS(2019)3333,底图无修改。

图1 样本分布

表1 样本农户基本特征

变量	类别	农户数	农户占比/%	变量	类别	农户数	农户占比/%
年龄	[26,35)	24	1.98	耕地经营面积/亩	[0.44,5]	237	19.57
	[35,50)	265	21.88		(5,10]	228	18.83
	[50,65)	610	50.37		(10,20]	222	18.33
	[65,88]	312	25.76		(20,50]	222	18.33
受教育年限	[0,6]	451	37.24		(50,100]	135	11.15
	[7,9]	517	42.69		(100,3200]	167	13.79
	[10,12]	206	17.01	是否加入农业组织	是	278	22.96
	[13,16]	37	3.06		否	933	77.04
家庭规模	[1,2]	239	19.74	生产型固定资产数量	0	243	20.07
	[3,4]	410	33.86		[1,2]	552	45.58
	[5,6]	440	36.33		[3,5]	295	24.36
	[7,11]	122	10.07		[6,93]	121	9.99

区间内的样本分布较为均衡,分别为18.83%、18.33%和18.33%,50亩以上的样本占比24.94%;仅有22.96%的样本农户加入了农业组织;超过90%的农户拥有的生产型固定资产数量小于6个。样本农户基本特征符合中国粮食主产区现阶段的基本情况,具有较好的代表性。

2. 变量选取

被解释变量。本文以三大主粮作物(小麦、玉米和水稻)种植户为研究对象,使用“年粮食产量”和“年化肥投入量”指标分别表征粮食安全数量目标 and 环境目标的实现情况。值得一提的是,按照作物熟制进行划分,黑龙江为一年一熟制,河南为一年两熟制,湖南为一年两熟或三熟制。因此,在计算黑龙江省农户的年粮食产量(或年化肥投入量)时通常仅涉及1季粮食作物,而在计算河南省和湖南省农户的年粮食产量(或年化肥投入量)时,可能涉及到1~3季粮食作物。

解释变量。本文解释变量包括是否参与外包、外包的横向参与度和外包的纵深参与度三个方面。

控制变量。梳理生产环节外包对农业生产影响的相关研究成果^[30-31],可知,粮食产量和化肥投入量还受农户人力资本状况、家庭财富水平、土地资本禀赋、区域差异等因素的共同影响。此外,尹朝静等^[32]指出,粮食生产与气候变化紧密相关;王欧等发现,农业补贴对粮食产量有显著的正向影响^[33],

左喆瑜等发现了农业补贴与化肥投入之间的负向关系^[34]。因此,本文引入了反应户主个体特征、农户家庭特征、农业生产经营特征以及地区特征4组控制变量。变量的含义及描述性统计见表2。

表2 变量的含义及其描述性统计

变量名称	变量含义和赋值	均值	标准差
被解释变量			
年粮食产量	2020年农户的亩均粮食产量/(斤/亩),取对数	7.184	0.361
年化肥投入量	2020年农户的亩均化肥折纯量/(斤/亩),加1后取对数	3.996	0.612
解释变量			
是否参与外包 ^①	参与外包=1;未参与外包=0	0.396	0.489
外包的横向参与度 ^②	农户2020年购买外包服务的亩均费用/(元/亩),加1后取对数	5.256	1.130
外包的纵深参与度	农户2020年购买外包环节耕作方式的平均值	2.420	0.687
控制变量			
年龄	户主年龄	56.751	10.398
受教育年限	户主受教育年限	7.893	3.321
家庭规模	家庭人口总数	4.334	1.769
家庭收入	家庭年总收入/元,取对数	11.491	1.105
非农收入占比	2020年非农收入占农户家庭收入的比例/%	39.185	36.875
农业补贴	2020年农户的农业补贴收入/元,加1后取对数	7.270	1.673
生产性固定资产	2020年农户家庭生产性固定资产估值/元,加1后取对数	6.333	3.920
住宅到县城的距离	农户在村庄内的住宅到最近县城的距离/米,加1后取对数	9.576	1.068
粮食种植面积	2020年家庭粮食种植面积/亩	49.730	134.995
耕地细碎化程度	2020年家庭粮食种植地块数。块数越多,表明耕地细碎化程度越高	14.049	52.890
耕地质量	农户对实际耕种地块的评价:非常差=1;比较差=2;一般=3;比较好=4;非常好=5	3.379	0.768
复种指数	2020年农户总播种面积与耕地经营面积的比值	1.522	0.486
社会资本	在县级及以上城市当公职人员的亲戚好友数	1.082	3.993
是否加入农业组织	有无加入合作社、登记为家庭农场、科技示范户、农业企业等,有=1;无=0	0.230	0.421
气象灾害	2020年农业生产过程中遭受气象灾害的次数	0.836	1.014
省份虚拟变量 (以河南为对照组)			
黑龙江	黑龙江=1;其他=0	0.344	0.475
湖南	湖南=1;其他=0	0.330	0.471

3. 模型设定

为了探讨生产环节外包能否助力中国粮食安全,根据研究假说,本文构建了以年粮食产量和年化肥投入量为被解释变量,以是否参与外包、外包的横向参与度和外包的纵深参与度为解释变量的计量模型,模型设定如下:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 N_i + \delta Z_i + \epsilon \quad (1)$$

式(1)中, Y_i 表示第*i*个农户的粮食生产状况,包括年粮食产量和年化肥投入量; N_i 表示第*i*个农户的生产环节外包情况,包括是否参与外包、外包的横向参与度和外包的纵深参与度; Z_i 表示影响第*i*个农户粮食生产状况的控制变量向量; β_0 表示常数项; ϵ 表示随机扰动项, β_1 、 δ 分别表示待估计参数与参数矩阵。

- ① 由于完全不参与任何生产环节外包的农户仅占总样本的1.65%,因此,本文以农户2020年支出的亩均外包服务费用的均值作为划分依据,将实际支出费用低于均值定义为未参与外包,赋值为0,将实际支出费用高于均值定义为参与外包,赋值为1。
- ② 将农户的耕作方式分为自己生产、帮工与换工、租赁机械或雇佣劳力、租赁机械且雇佣劳力、雇请专业服务组织5种,分别赋值1、2、3、4、5,表征其外包的纵深参与度由低到高,通过计算农户2020年粮食生产过程中所有外包环节耕作方式的平均值,即为农户外包的纵深参与度变量。

三、实证结果及分析

1. 基准回归

本文运用Stata17.0软件,分别估计了农户是否参与外包、农户外包的横向参与度与纵深参与度对年粮食产量和年化肥投入量的影响。表3、表4汇报了模型的基准回归结果。

其中,回归1~回归3分别是农户是否参与外包、农户外包的横向参与度与纵深参与度对年粮食产量影响的回归结果。从估计结果来看,是否参与外包和外包的横向参与度均在1%的显著性水平上正向影响年粮食产量,外包的纵深参与度同样正向影响年粮食产量,但并不显著。由此可初步判断,生产环节外包能够促进粮食产量的提升,有助于推动粮食安全数量目标的实现,这一结论与理论分析和现有研究基本一致。例如,钟真等的研究发现,社会化服务在提升农业产出上更具有优势^[35];孙小燕等的研究表明,土地托管有助于提高小麦产量,且其效果在10%以上^[22]。就控制变量而言,家庭收入、耕地质量、复种指数对年粮食产量有显著的正向影响,农业补贴、住宅到县城的距离对年粮食产量有显著的负向影响,且相对于河南省而言,黑龙江省与湖南省的年粮食产量均较低,与以往文献基本一致。

表3 是否参与外包、外包的横向参与度与纵深参与度对年粮食产量影响的回归结果 N=1211

变量	回归1		回归2		回归3	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
是否参与外包	0.059***	0.022	—	—	—	—
外包的横向参与度	—	—	0.060***	0.015	—	—
外包的纵深参与度	—	—	—	—	0.018	0.014
年龄	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
受教育年限	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
家庭规模	-0.001	0.006	0.001	0.006	0.000	0.006
家庭收入	0.032***	0.011	0.033***	0.011	0.032***	0.011
非农收入占比	-0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
农业补贴	-0.017**	0.007	-0.019***	0.007	-0.017**	0.007
生产性固定资产	-0.004	0.003	-0.001	0.003	-0.004	0.003
住宅到县城的距离	-0.024***	0.006	-0.025***	0.007	-0.026***	0.006
粮食种植面积	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
耕地细碎化程度	-0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
耕地质量	0.055***	0.011	0.055***	0.010	0.054***	0.011
复种指数	0.346***	0.030	0.319***	0.029	0.349***	0.030
社会资本	0.002	0.001	0.002	0.001	0.002	0.001
是否加入农业组织	-0.012	0.022	-0.017	0.022	-0.009	0.022
气象灾害	0.014	0.009	0.009	0.009	0.012	0.009
黑龙江	-0.081**	0.039	-0.041	0.040	-0.085**	0.039
湖南	-0.299***	0.029	-0.284***	0.028	-0.258***	0.028
常数项	6.526***	0.159	6.264***	0.177	6.511***	0.164
F值	40.81***		42.02***		39.31***	
拟合优度	0.3759		0.3952		0.3729	

注:***、**分别表示在1%、5%的水平上显著;模型已通过多重共线性检验。下同。

回归4~回归6分别是农户是否参与外包、农户外包的横向参与度与纵深参与度对年化肥投入量影响的回归结果。从估计结果来看,是否参与外包和外包的横向参与度均在1%的显著性水平上正向影响年化肥投入量,外包的纵深参与度同样正向影响年化肥投入量,但并不显著。由此可初步判断,生产环节外包可能不利于中国粮食安全环境目标的达成。这一结论与政策预期成果并不一致,可能的原因是:一方面,生产环节外包从本质上来讲属于委托代理问题,在非对称信息下,生产环节外包可能面临严重的道德风险和逆向选择,且服务质量具有难以监督控制的特点,因而生产环节外

包对年化肥投入量的促进作用可能大于抑制作用,从而导致年化肥投入量增多;另一方面,样本农户年亩均外包支出的平均值仅为197.714元,外包程度的均值也低至2.419,说明,目前粮食主产区农户的外包水平和外包程度均较低,可能暂未发挥其引导绿色要素投入与绿色技术采纳等的环境效应。部分研究也从侧面印证了这一点。例如,MA等的研究发现,农场机械使用显著增加了农用化学品支出^[30]。王常伟等甚至还发现,外包供给主体可能与农资经销商合谋,通过过量施肥获得高额回报^[36]。就控制变量而言,家庭规模、复种指数对农户年化肥投入量有显著的正向影响,生产性固定资产、住宅到县城的距离对农户年化肥投入量有显著的负向影响,且相对与河南省而言,湖南省的年化肥投入量更低,与以往文献基本一致。

表4 是否参与外包、外包的横向参与度与纵深参与度对年化肥投入量影响的回归结果 N=1211

变量	回归4		回归5		回归6	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
是否参与外包	0.202***	0.035	—	—	—	—
外包的横向参与度	—	—	0.139***	0.031	—	—
外包的纵深参与度	—	—	—	—	0.015	0.027
年龄	-0.001	0.002	-0.001	0.002	-0.001	0.002
受教育年限	-0.003	0.005	-0.003	0.005	-0.003	0.005
家庭规模	0.023**	0.010	0.030***	0.010	0.025**	0.010
家庭收入	-0.011	0.020	-0.009	0.019	-0.011	0.020
非农收入占比	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001	0.001
农业补贴	-0.003	0.012	-0.008	0.011	-0.002	0.012
生产性固定资产	-0.006	0.004	-0.002	0.004	-0.012***	0.005
住宅到县城的距离	-0.032**	0.014	-0.036**	0.015	-0.036***	0.014
粮食种植面积	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
耕地细碎化程度	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
耕地质量	0.026	0.018	0.027	0.018	0.026	0.019
复种指数	0.535***	0.071	0.475***	0.073	0.542***	0.071
社会资本	0.003	0.002	0.002	0.002	0.003	0.002
是否加入农业组织	0.035	0.036	0.029	0.036	0.053	0.038
气象灾害	-0.017	0.015	-0.029**	0.015	-0.016	0.015
黑龙江	-0.143	0.090	-0.055	0.091	-0.149	0.091
湖南	-0.319***	0.053	-0.248***	0.050	-0.212***	0.053
常数项	3.585***	0.307	3.008***	0.333	3.711***	0.312
F值	36.75***		37.84***		33.23***	
拟合优度	0.3245		0.3518		0.3088	

2. 内生性检验

农户是否参与外包、农户外包的横向参与度与纵深参与度很可能由于遗漏变量、测量误差等而存在内生性问题。首先,一些难以衡量的遗漏变量,如受访者的心理因素、习惯、能力等,很可能同时影响农户外包决策以及粮食生产状况,从而产生遗漏变量问题。其次,本文使用的外包变量均是基于农户2020年的年农业生产状况均值,可能存在测量误差问题。因此,本文借鉴李忠旭等^[37]的做法,将“村庄外包水平”作为工具变量(即村内其他样本农户2020年购买生产环节外包亩均支出费用的平均值),使用Roodman^[38]提出的条件混合过程方法(CMP)对模型进行重新估计。

估计结果如表5~6所示。其中,回归7~回归9分别是农户是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度对年粮食产量影响的CMP估计结果。从回归结果来看,第一阶段的估计结果显示,“村庄外包水平”对农户是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度的影响均在1%的水平上具有统计显著性,满足工具变量相关性条件。进一步地,内生检验参数atanrho_12均在1%的水平上显著不为0,说明是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度变量在模型估计中均存在内生性。从第

二阶段的回归结果来看,在纠正可能的内生性偏误后,农户是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度均在1%的显著性水平上正向影响年粮食产量。控制变量的结果与前文基本保持一致,篇幅所限,并未一一呈现。

表5 是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度对年粮食产量影响的CMP估计结果 $N=1211$

年粮食产量	回归7		回归8		回归9	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
是否参与外包		1.292*** (0.177)				
外包的横向参与度				0.536*** (0.064)		
外包的纵深参与度						1.340*** (0.273)
村庄外包水平	0.288*** (0.034)		0.693*** (0.075)		0.277*** (0.054)	
<i>atanrho_12</i>	-1.400*** (0.123)		-1.333*** (0.139)		-1.893*** (0.196)	
Wald值	275.79		393.00		138.20	

注:括号中的数字是标准误。下同。

回归10~回归12分别是农户是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度对年化肥投入量影响的CMP估计结果。同样地,从第二阶段的回归结果来看,在纠正可能的内生性偏误后,农户是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度均在1%的显著性水平上正向影响年化肥投入量。控制变量的结果与前文基本保持一致,篇幅所限,并未呈现。

表6 是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度对年化肥投入量影响的CMP估计结果 $N=1211$

年化肥投入量	回归10		回归11		回归12	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
是否参与外包		1.928** (0.251)				
外包的横向参与度				0.800*** (0.096)		
外包的纵深参与度						1.999*** (0.427)
村庄外包水平	0.288*** (0.034)		0.693*** (0.075)		0.277*** (0.054)	
<i>atanrho_12</i>	-1.165*** (0.127)		-1.104*** (0.153)		-1.716*** (0.208)	
Wald值	314.73		411.62		114.67	

结合基准回归与内生性讨论的估计结果,可以认为,从农户是否参与外包、农户外包的横向参与度和纵深参与度三个层面来看,生产环节外包均有助于中国粮食安全数量目标的实现,但不利于中国粮食安全环境目标的达成。

3. 分样本回归

上文从总体上考察了是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度对年粮食产量和年化肥投入量的影响,并得出了生产环节外包有助于中国粮食安全数量目标实现,但不利于中国粮食安全环境目标达成的结论。但上述研究结果只是三大主粮作物总体层面的平均效应,并未考虑不同作物之间及不同区域之间的差异。因此,本文基于CMP方法,分别考察玉米、小麦和水稻种植过程以及黑龙江、河南和湖南三大粮食主产省,农户是否参与外包、农户外包的横向参与度和纵深参与度对其粮食产量和化肥投入量影响的异质性。估计结果如表7~10所示。

表7表明,在纠正可能的内生性偏误后,是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度对玉米和水稻产量均存在显著的正向影响,与三大主粮总体估计结果一致。但是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度对小麦产量的影响均不显著,即生产环节外包并未提升小麦产量。可能的原因是,相对于玉米与水稻而言,小麦种植收益更低,农户小麦生产环节外包服务的购买逻辑是成本最小化,而非收益最大化,因此,生产环节外包在小麦生产过程中主要发挥劳动替代效应,以确保小麦产量稳定,但并未发挥技术进步等的增产优势。

表7 生产环节外包对玉米、小麦和水稻产量影响的CMP估计结果

年粮食产量	玉米			小麦			水稻		
	回归13	回归14	回归15	回归16	回归17	回归18	回归19	回归20	回归21
是否参与外包	0.740*** (0.226)			-0.514 (0.353)			0.919*** (0.349)		
外包的横向参与度		0.724*** (0.208)			-0.471 (0.294)			0.270*** (0.078)	
外包的纵深参与度			0.783*** (0.178)			0.184 (0.206)			0.792*** (0.297)
村庄外包水平	0.426*** (0.052)	0.435*** (0.123)	0.403*** (0.088)	0.119* (0.068)	0.130** (0.066)	0.351** (0.169)	0.196*** (0.065)	0.666*** (0.131)	0.227*** (0.069)
<i>atanhrho_12</i>	-1.228*** (0.132)	-1.942*** (0.300)	-1.637*** (0.225)	1.149* (0.593)	1.255** (0.588)	-0.532 (0.510)	-1.335*** (0.333)	-0.877*** (0.230)	-1.302*** (0.296)
Wald值	123.29	32.37	57.95	153.69	70.30	141.36	56.83	162.97	66.29
观测值	705	705	705	403	403	403	483	483	483

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;由于篇幅所限,在呈现CMP回归结果时,将第一阶段和第二阶段的结果置于一列;回归18的内生性检验参数不显著异于0,参考Logit模型的估计结果,生产环节外包的系数同样不显著(由于篇幅所限,回归结果略)。下同。

表8表明,在纠正可能的内生性偏误后,是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度对玉米和水稻化肥投入量均存在显著的正向影响,与三大主粮总体估计的结果一致。就小麦生产而言,是否参与外包与外包的横向参与度也同样显著的正向影响其化肥投入量,但外包的纵深参与度对小麦化肥投入量的影响不显著,即外包纵深参与度的提升并未增加小麦化肥投入量。这说明,不同外包供给主体对小麦化肥投入量的影响并没有显著差异。

表8 生产环节外包对玉米、小麦和水稻化肥投入量影响的CMP估计结果

年化肥投入量	玉米			小麦			水稻		
	回归22	回归23	回归24	回归25	回归26	回归27	回归28	回归29	回归30
是否参与外包	1.049*** (0.153)	—	—	1.957* (1.175)	—	—	1.102** (0.547)	—	—
外包的横向参与度	—	1.026*** (0.297)	—	—	1.794* (0.997)	—	—	0.324** (0.133)	—
外包的纵深参与度	—	—	1.110*** (0.275)	—	—	-0.522 (0.490)	—	—	0.950** (0.463)
村庄外包水平	0.426*** (0.052)	0.435*** (0.123)	0.403*** (0.088)	0.119* (0.068)	0.130** (0.066)	0.351** (0.169)	0.196*** (0.065)	0.666*** (0.131)	0.227*** (0.069)
<i>atanhrho_12</i>	-0.832*** (0.135)	-1.527*** (0.322)	-1.326*** (0.233)	-1.504** (0.586)	-1.665*** (0.003)	0.386 (0.495)	-0.876** (0.369)	-0.482** (0.237)	-0.842** (0.328)
Wald值	127.98	44.25	47.75	14.02	11.45	75.66	73.11	120.67	73.59
观测值	705	705	705	403	403	403	483	483	483

注:回归27的内生性检验参数不显著异于0,参考Logit模型的估计结果,生产环节外包的系数同样不显著(由于篇幅所限,回归结果略)。

表9表明,在纠正可能的内生性偏误后,是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度对黑龙江和湖南年粮食产量均存在显著的正向影响,与三大主粮总体估计结果一致。就河南省而言,是否参与外包与外包的横向参与度和纵深参与度也同样显著的正向影响其年粮食产量,但外包的纵深参与度对河南年粮食产量的影响不显著,即外包纵深参与度的提升并未明显增加河南省的年粮食产量。这说明,不同外包供给主体对河南年粮食产量的影响并没有显著差异。

表9 生产环节外包对黑龙江、河南和湖南年粮食产量影响的CMP估计结果

年粮食产量	黑龙江			河南			湖南		
	回归 31	回归 32	回归 33	回归 34	回归 35	回归 36	回归 37	回归 38	回归 39
是否参与外包	1.285*** (0.318)			0.973*** (0.159)			20.953* (12.037)		
外包的横向参与度		0.441*** (0.106)			0.549*** (0.061)			0.597** (0.234)	
外包的纵深参与度			0.585*** (0.142)			-0.249 (0.347)			1.812* (1.099)
村庄外包水平	0.250*** (0.056)	0.719*** (0.151)	0.543*** (0.125)	0.466*** (0.056)	0.827*** (0.073)	0.395** (0.153)	0.012* (0.007)	0.429** (0.175)	0.142* (0.082)
<i>atanhrho_12</i>	-1.412*** (0.227)	-1.514*** (0.230)	-1.467*** (0.233)	-1.169*** (0.132)	-0.874*** (0.207)	0.325 (0.403)	-4.110*** (0.544)	-1.448*** (0.415)	-1.948*** (0.569)
Wald值	89.20	67.12	66.74	60.65	162.72	52.48	3.41	65.56	16.01
观测值	416	416	416	395	395	395	400	400	400

注:回归36的内生性检验参数不显著异于0,参考Logit模型的估计结果,生产环节外包的系数同样不显著(由于篇幅所限,回归结果略)。

与年粮食产量的回归结果类似(见表10),在纠正可能的内生性偏误后,是否参与外包、外包的横向参与度和纵深参与度对黑龙江和湖南年化肥投入量均存在显著的正向影响。就河南省而言,是否参与外包与外包的横向参与度和纵深参与度也同样显著的正向影响其年化肥投入量,但外包的纵深参与度对河南年化肥投入量的影响不显著,即外包纵深参与度的提升并未明显增加河南省的年化肥投入量。这说明,不同外包供给主体对河南年化肥投入量的影响同样不存在显著差异。

表10 生产环节外包对黑龙江、河南和湖南年化肥投入量影响的CMP估计结果

年化肥投入量	黑龙江			河南			湖南		
	回归 40	回归 41	回归 42	回归 43	回归 44	回归 45	回归 46	回归 47	回归 48
是否参与外包	1.985*** (0.525)			1.824*** (0.253)			18.996** (7.502)		
外包的横向参与度		0.682*** (0.172)			1.028*** (0.099)			0.533* (0.293)	
外包的纵深参与度			0.903*** (0.250)			-0.850 (0.621)			1.615 (1.188)
村庄外包水平	0.247*** (0.056)	0.719*** (0.151)	0.543*** (0.125)	0.466*** (0.056)	0.827*** (0.073)	0.395** (0.153)	0.012* (0.007)	0.429** (0.175)	0.142* (0.082)
<i>atanhrho_12</i>	-1.180*** (0.238)	-1.194*** (0.269)	-1.300*** (0.254)	-1.164*** (0.169)	-0.942*** (0.225)	0.560 (0.401)	-3.352*** (0.387)	-0.804* (0.449)	-1.233** (0.619)
Wald值	52.90	49.70	37.72	77.33	176.34	27.89	7.96	69.75	31.10
观测值	416	416	416	395	395	395	400	400	400

注:回归45的内生性检验参数不显著异于0,参考Logit模型的估计结果,生产环节外包的系数同样不显著(由于篇幅所限,回归结果略)。

综上,无论是三大主粮的总体估计,还是玉米、水稻的子样本估计,或是黑龙江、河南和湖南的子样本估计,生产环节外包对中国粮食安全数量目标的正向影响和对环境目标的负向影响均较为稳定。但就小麦生产而言,生产环节外包的增产效果并不明显。

4. 稳健性检验

虽然上文使用CMP方法尽可能的克服了遗漏变量、测量误差等内生性问题,但由于数据、变量等的限制,实证分析仍然可能存在选择性偏误问题,即农户是否参与外包可能并不满足随机抽样,而是“自选择”的结果。为此,本文采用倾向得分匹配方法(PSM)构建农户是否参与外包对年粮食产量与年化肥投入量的反事实框架来纠正可能的选择性偏误,以验证生产环节外包对中国粮食安全的影响是否具有一致、稳定的效果。此外,本文还通过调整被解释变量、子样本回归展开更进一步的稳健性检验。

(1)倾向得分匹配。表11展示了五种匹配方法下农户是否参与外包对年粮食产量和年化肥投入量的影响。处理组平均处理效应(ATT)的结果显示,在消除了样本间可观测的系统性差异后,农户是否参与外包对年粮食产量和年化肥投入量仍然存在正向影响。这与前文实证结果基本一致,进一步验证了结果的稳健性。

表11 是否参与外包对农户年粮食产量影响的倾向得分匹配结果

匹配方法	最小邻近匹配		半径匹配		核匹配		局部线性规划匹配		马氏匹配	
	年粮食产量	年化肥投入量	年粮食产量	年化肥投入量	年粮食产量	年化肥投入量	年粮食产量	年化肥投入量	年粮食产量	年化肥投入量
处理组平均处理效应(ATT)	0.007	0.103*	0.027	0.118**	0.022	0.117**	0.031	0.121*	0.010*	0.126***
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
处理组样本数	453	453	476	476	453	453	453	453	480	480
对照组样本数	729	729	731	731	729	729	729	729	731	731

注:最小邻近匹配元数为2,半径匹配中半径设定为0.0005,核匹配使用默认的核函数;局部线性匹配使用默认的带宽;马氏匹配中马氏距离的邻近匹配元数与计算稳健标准误的邻近个数一致,取4。

(2)调整被解释变量。本文重新定义了“是否参与外包”变量,将2020年农户年均外包环节数占总生产环节数的比例作为划分依据,大于平均值的赋值为1,小于等于平均值的赋值为0。回归结果显示,是否参与外包对农户年粮食产量和年化肥投入量存在显著的正向影响,验证了结果的稳健性(见表12)。

表12 调整被解释变量的CMP估计结果

N=1211

变量	回归49 年粮食产量		回归50 年化肥投入量	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
是否参与外包	—	3.681***(1.377)	—	5.490**(2.158)
村庄外包水平	0.101***(0.038)	—	0.101***(0.039)	—
atanrho_12	-2.598***(0.370)	—	-2.399***(0.390)	—
Wald值	27.50		26.59	

(3)子样本回归。本文删除了户主年龄在45岁以下及65岁以上的样本,在纠正可能的内生性偏误后,是否参与外包、外包的横向参与度与纵深参与度对年粮食产量和年化肥投入量的影响仍然显著且为正(见表13)。

以上分析充分证明了“生产环节外包有助于中国粮食安全数量目标的实现,但不利于中国粮食安全环境目标的达成”的结果是稳健的、可信的。

表13 子样本的CMP估计结果

n=816

变量	粮食产量			化肥投入量		
	回归51	回归52	回归53	回归54	回归55	回归56
是否参与外包	1.361*** (0.239)			1.960*** (0.327)		
外包的横向参与度		0.529*** (0.077)			0.762*** (0.114)	
外包的纵深参与度			1.263*** (0.295)			1.819*** (0.452)
村庄外包水平	0.267*** (0.040)	0.686*** (0.092)	0.287*** (0.065)	0.267*** (0.040)	0.686*** (0.092)	0.287*** (0.065)
atanrho_12	-1.448*** (0.161)	-1.296*** (0.171)	-1.801*** (0.225)	-1.209*** (0.165)	-1.074*** (0.191)	-1.623*** (0.240)
Wald值	158.09	299.18	109.90	209.92	348.28	97.15

四、结论与启示

本文使用中国粮食主产区1211户农户抽样调查数据和CMP方法,聚焦粮食安全数量目标与环境目标两个维度,实证检验了农户是否参与外包、农户的外包横向参与度与农户的外包纵深参与度对中国粮食安全的影响。研究发现,生产环节外包有助于中国粮食安全数量目标的实现,但不利于中国粮食安全环境目标的达成。具体而言:①从三大主粮的总体估计来看,农户是否参与外包、外包的横向参与度与外包的纵深参与度均会促进其年粮食产量和年化肥投入量的增加,在解决潜在的内生性问题后,这一结论依然成立。②从玉米、小麦和水稻的分样本估计来看,玉米和水稻的分样本估计同样证实了上述结论,但农户是否参与外包、农户的外包横向参与度与农户的外包纵深参与度对小麦产量的影响均并不显著,且农户的外包纵深参与度对小麦化肥投入量的影响也不显著。③从黑龙江、河南和湖南的分样本估计来看,黑龙江和湖南的估计结果也证实了上述结论,但农户的外包纵深参与度对河南省样本年粮食产量和年化肥投入量的影响均不显著。可见,虽有助于粮食安全数量目标的达成,但从服务视角破解资源环境约束与农户行为约束暂未成为实现中国粮食安全环境目标的有效途径。

基于本文的研究结论,可以得出以下几点政策启示:①要高度重视生产环节外包对中国粮食安全的多维影响,尤其是农用化学品投入增加导致的环境风险;②充分发挥生产环节外包对保障中国粮食安全数量目标的积极作用,尤其是对玉米和水稻种植;③进一步推动农业生产环节外包服务市场的发育与完善,鼓励并引导外包供给主体的绿色生产导向,降低甚至扭转生产环节外包对中国粮食安全环境目标的抑制作用;④进一步重视并加强针对小麦生产环节的外包服务供给,引导小麦种植户依托服务外包增产提质。

参 考 文 献

- [1] 姜长云,王一杰.新中国成立70年来我国推进粮食安全的成就、经验与思考[J].农业经济问题,2019(10):10-23.
- [2] 普冀喆,吕新业,钟钰.产需张弛视角下粮食政策演进逻辑及未来取向[J].改革,2019(4):103-114.
- [3] 于法稳.新时代农业绿色发展动因、核心及对策研究[J].中国农村经济,2018(5):19-34.
- [4] BUNEMANN E K, BONGIORNO G, BAI Z, et al. Soil quality—A critical review[J]. Soil biology and biochemistry, 2018, 120:105-125.
- [5] 何可,宋洪远.资源环境约束下的中国粮食安全:内涵、挑战与政策取向[J].南京农业大学学报(社会科学版),2021(3):45-57.
- [6] 朱晶,臧星月,李天祥.新发展格局下中国粮食安全风险及其防范[J].中国农村经济,2021(9):2-21.

- [7] 芦千文,苑鹏.农业生产托管与稳固中国粮食安全战略根基[J].南京农业大学学报(社会科学版),2021,21(3):58-67.
- [8] 李谷成,范丽霞,闵锐.资源、环境与农业发展的协调性——基于环境规制的省级农业环境效率排名[J].数量经济技术经济研究,2011,28(10):21-36,49.
- [9] 金书秦,牛坤玉,韩冬梅.农业绿色发展路径及其“十四五”取向[J].改革,2020(2):30-39.
- [10] 邵亮亮.中国农户在农地流转市场上能否如愿以偿?——流转市场的交易成本考察[J].中国农村经济,2020(3):78-96.
- [11] 张溪.农村土地流转交易机制和制度存在的问题与改进建议研究[J].农业技术经济,2021(2):146.
- [12] 畅倩,张聪颖,王林蔚,等.非农就业对黄河流域中上游地区农户种植结构的影响[J].中国农村经济,2021(11):89-106.
- [13] 申红芳,陈超,廖西元,等.稻农生产环节外包行为分析——基于7省21县的调查[J].中国农村经济,2015(5):44-57.
- [14] 孙铖,周华真,陈磊,等.农田化肥氮磷地表径流污染风险评估[J].农业环境科学学报,2017,36(7):1266-1273.
- [15] 段培.农业生产环节外包行为响应与经济效应研究[D].杨凌:西北农林科技大学,2018.
- [16] 陈品,孙顶强,钟甫宁.劳动力短缺背景下农时延误、产量损失与外包服务利用影响[J].现代经济探讨,2018(8):112-118.
- [17] 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.
- [18] 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.
- [19] 胡祎,张正河.农机服务对小麦生产技术效率有影响吗?[J].中国农村经济,2018(5):68-83.
- [20] 周振,张琛,钟真.“统分结合”的创新与农业适度规模经营——基于新田地种植专业合作社的案例分析[J].农业经济问题,2019(8):49-58.
- [21] 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.
- [22] 孙小燕,韩培培,刘小瑜.土地托管与兼业农户粗放种粮的缓解机制及效果检验[J].中国人口·资源与环境,2021,31(6):135-146.
- [23] 张露,罗必良.农业减量化及其路径选择:来自绿能公司的证据[J].农村经济,2019(10):9-21.
- [24] 杨高第,张露,岳梦,等.农业社会化服务可否促进农业减量化生产?——基于江汉平原水稻种植农户微观调查数据的实证分析[J].世界农业,2020(5):85-95.
- [25] 刘森挥,曹建民,张越杰.农户组织模式与其技术效率的关系——一个考虑样本异质性的分析[J].农业技术经济,2019(12):68-79.
- [26] 卢华,陈仪静,胡浩,等.农业社会化服务能促进农户采用亲环境农业技术吗[J].农业技术经济,2021(3):36-49.
- [27] 孙小燕,刘雍.土地托管能否带动农户绿色生产?[J].中国农村经济,2019(10):60-80.
- [28] ARRIAGADA R A, SILLS E O, PATTANAYAK S K, et al. Modeling fertilizer externalities around Palo Verde National Park, costa rica [J]. Agricultural economics, 2010, 46(6):567-575.
- [29] 郑纪刚,张日新.外包服务有助于减少农药过量施用吗——基于经营规模调节作用的分析[J].农业技术经济,2022(2):16-27.
- [30] MA W, RENWICK A, GRAFTON Q. Farm machinery use, off-farm employment and farm performance in China[J]. Australian journal of agricultural & resource economics, 2018, 62(2):279-298.
- [31] 梁志会,张露,刘勇,等.农业分工有利于化肥减量施用吗?——基于江汉平原水稻种植户的实证[J].中国人口·资源与环境,2020,30(1):150-159.
- [32] 尹朝静,李谷成,高雪.气候变化对中国粮食产量的影响——基于省级面板数据的实证[J].干旱区资源与环境,2016,30(6):89-94.
- [33] 王欧,杨进.农业补贴对中国农户粮食生产的影响[J].中国农村经济,2014,353(5):20-28.
- [34] 左喆瑜,付志虎.绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应——基于世行贷款农业面源污染治理项目的断点回归设计[J].中国农村经济,2021,434(2):106-121.
- [35] 钟真,胡珺祎,曹世祥.土地流转与社会化服务:“路线竞争”还是“相得益彰”?——基于山东临沂12个村的案例分析[J].中国农村经济,2020,430(10):52-70.
- [36] 王常伟,顾海英.我国食品安全态势与政策启示——基于事件统计、监测与消费者认知的对比分析[J].社会科学,2013(7):24-38.
- [37] 李忠旭,庄健.土地托管对农户家庭经济福利的影响——基于非农就业与农业产出的中介效应[J].农业技术经济,2021(1):20-31.
- [38] ROODMAN D. Fitting fully observed recursive mixed-process model with CMP [J]The stata journal, 2011, 29(2):159-206.

Can Outsourcing Agricultural Production Help China's Food Security? ——Evidence from the Main Food Producing Areas

CHANG Qian, DENG Yue, ZHAO Minjuan

Abstract It is of great significance to systematically assess the impact of outsourcing on food security in the context of China's strong support and promotion of the development of outsourcing services. This study focuses on two dimensions of food security: quantitative goals and environmental goals. It analyzes the logical mechanism by which outsourcing affects China's food security, considering three aspects: whether farmers participate in outsourcing, the horizontal extent of their participation, and the vertical extent of their participation. In addition, the sample survey data of 1211 farmers in China's main food-producing areas and the CMP method are used to conduct an empirical test. The findings are as follows: ① In accordance with the overall estimates, outsourcing contributed to the achievement of China's quantitative food security objectives but hinders the attainment of China's environmental food security objectives. This conclusion still holds after addressing the underlying endogeneity issue. ② In terms of the sub-sample estimates of maize, wheat, and rice, the multidimensional impact of outsourcing on China's food security is still relatively stable in corn and rice production, but the effect on wheat production is not obvious. With regard to the sub-sample estimates of Heilongjiang, Henan, and Hunan, the multidimensional impact of outsourcing on China's food security is relatively stable in all three major food-producing provinces. Currently, adopting a service-oriented perspective to address the constraints between resource environment and farmers' behavior has not proven to be an effective approach to resolving China's environmental food security issues. Therefore, further efforts are needed to promote the development and improvement of the market for outsourcing services in agricultural production and to encourage and guide the green production orientation of outsourcing supply entities.

Key words food security; outsourcing agricultural production; environmental pollution; endogeneity; CMP method

(责任编辑:金会平)