

农业生产性服务业政策的效应评估与机制分析

马楠

(中南民族大学经济学院,湖北武汉430074)

摘要:将粮食主产区163个地级市中部分地区先行实施农业生产性服务业政策视为一次准自然实验,采用双重差分法评估了农业生产性服务业政策对农业发展的因果效应、异质性以及影响机制。研究表明:农业生产性服务业政策既能有效促进农业发展也能优化调整地区产业结构,并通过了平行趋势检验、安慰剂检验以及因变量滞后一期的稳健性检验;政策效应异质性显著,山区强于非山区,农业规模较大地区强于小规模地区,政策效应伴随着农业发展水平提升而不断降低,表现出“益贫不益富”特点;政策主要通过发展生产托管、培育服务组织和引入现代化生产要素等机制释放政策红利,进而实现推动农业发展的目标。

关键词:农业生产性服务;农业发展;政策效果;准自然实验

中图分类号: F326.6

文献标识码: A

文章编号: 1672-0202(2022)06-0012-11

一、引言

农业始终是我国经济社会发展进程中的重点、难点和增长点。农业生产性服务业作为在我国农业现代化发展进程中,继以家庭联产承包责任制为起点的农业产业化^[1]和农民专业合作社^[2]之后的第三次动能而受到广泛关注^[3-4]。我国当前农业发展主要矛盾已经逐渐由总量供给不足向供需结构性矛盾转变,突出表现为阶段性供给不足和供不应求并存,为化解这一矛盾,推动农业生产性服务业的稳定发展愈加受到重视。1983年至今历次“中央一号”文件中大多均提及农业生产性服务,并于2017年农业农村部、国家发展改革委、财政部联合印发了《关于加快发展农业生产性服务业的指导意见》,大力推动农业生产性服务业发展,全国部分省(区、市)也相继出台相关实施细则落地执行。从中央到地方系列文件的出台实施是否能够充分释放农业生产性服务业的农业发展效应,是当前我国农业现代化发展进程中所应关注的重点。

农业生产性服务业涵盖农业的产前、产中、产后3个环节,提供诸如农机服务、植保服务、农资供应服务、农业金融保险服务、农业科技服务等专业化服务^[5]。通过文献梳理可以发现,现有成果主要侧重于从经验总结的角度探讨农业生产性服务业政策的实施效果,如提升农民农业收入^[6]、提升农业生产效率^[7]、抑制抛荒现象发生^[8]、稳定农产品供给^[9]和优化农地资源配置^[10]等;而从理论层面来看,部分学者聚焦于对我国当前农业生产性服务业的运行模式进行总结^[11],另有部分学者则尝试使用不同模型^[12-14],从经济发展水平、技术创新能力等诸多角度分析农业生产性服务业发展的驱动因素^[15-17]和实施路径^[18]等。同比之下,鲜有学者以政策有效性视角为切入点围绕农业生产性服务业展开理论探讨。继国家出台实施《指导意见》以来,2018年位于粮食主产区的河

收稿日期:2022-07-13

DOI:10.7671/j.issn.1672-0202.2022.06.002

基金项目:国家社会科学基金项目(20CMZ028)

作者简介:马楠(1985—),男(回族),江苏徐州人,中南民族大学经济学院副教授,主要研究方向为农业产业与区域经济发展。E-mail:manan@mail.scuec.edu.cn

南、山东等地区积极响应,随之出台农业生产性服务业发展相关政策,但是政策究竟能否有效推动农业发展?不同地区的政策实施是否存在区位异质性?政策通过何种机制释放红利进而推动农业发展?本文基于事实数据综合使用双重差分等方法针对以上问题展开研究并做出回应,这有助于量化评估农业生产性服务业政策的农业发展效应及其作用机制,为政策进一步推广与优化提供理论依据和实践指导。

二、农业生产性服务业政策的农业发展效应

农业生产性服务的本质是分工^[19],将广大农户尤其是小农户卷入农业生产的分工经济,即:将农业生产过程进行细分,针对不同细分环节“让专业的人做专业的事”,进而实现农业生产边际效率和农业生产总收益的提升。具体来看,农业生产性服务业政策的农业发展效应主要表现在以下3个方面:

一是农业生产性服务业政策以发展生产托管为抓手,扩大农业生产规模效益。根据第三次全国农业普查数据显示,我国小农户数量占农业经营主体98%以上,小农户从业人员占农业从业人员90%,小农户所经营的耕地面积占总耕地面积的70%，“大国小农”将是我国农业现代化发展所面临的长期约束。小规模农户分散化经营必然带来农业生产成本的不断提升以及农业生产利润的持续降低,这会对农民参与农业生产的内生动力产生不利影响,阻碍农业健康发展。农业生产性服务业政策大力发展“土地托管”“代耕代种”“联耕联种”等多种形式的农业生产托管服务,一方面,以“托管服务”为纽带,能够有效集中和整合各类分散的农业生产资源尤其是土地资源,使委托农户共享农机生产装备,缓解“小农”分散经营的禀赋约束,在降低劳动力过密投入的同时,实现农业生产的规模化和集约化发展;另一方面,以“托管服务”为渠道,能够将现代化的农业生产技术和管理方式引入农业生产,降低要素投入总量和生产成本,扩大农业生产的规模效益^[20]。

二是农业生产性服务业政策以培育服务组织为抓手,缓解农业生产劳动力约束。农业生产劳动力约束是指受劳动力外流和老龄化等因素影响,导致农业生产有效劳动力供给不足进而限制农业发展。一方面随着我国农民工数量的持续增加,大量农业劳动力尤其是青年劳动力流转至非农领域,在农业劳动力供给不足的同时农业用工成本也在不断提升;另一方面我国农村人口老龄化日趋严重,根据第七次全国人口普查数据显示,农村60岁及以上老年人占农村总人口的比重达到23.81%,高于城镇7.99个百分点。农业生产性服务业政策引入多元服务主体、培育服务组织,依托组织提供深翻、深松、秸秆还田等各类劳动力密集型作业服务。作为经济理性人,农户在农业生产过程中会主动寻求以低价格要素替换高价格要素,当服务组织以相对合理价格向农户提供生产服务时,便等于向农户提供了以资本要素替换劳动力要素的渠道^[8]。农户可以通过向服务组织购买各类服务以弥补自身农业生产过程中劳动力不足的问题,缓解农业生产劳动力约束。

三是农业生产性服务业政策以引入现代化生产要素为抓手,促进农业跨越要素壁垒,实现现代化发展。从产业发展历史逻辑来看,农业诸多优质要素被工业和服务业所吸收^[21],为推动农业由弱势产业走上现代化发展路径,仅靠其自己积累将面临诸多要素壁垒,特别是在专业技术人才、金融信贷服务、现代信息技术等方面。农业生产性服务业政策基于农业生产性服务业的资本密集、技术密集、高度市场化等特点^[22],着力引导社会资本进入农业现代化发展领域,以市场为载体将各类现代化的生产要素导入农业,促进农户农业生产与现代化的生产要素相融合,助力农户跨越农业现代化发展进程中所面临的诸多要素壁垒,进而实现改造农业传统生产模式、提升农业生产效率的目标。

基于以上3个方面的理论分析,提出如下假说:

假说1:农业生产性服务业政策可以有效推动农业发展。

假说2:不同地区农业生产禀赋具有一定差异,因此农业生产性服务业政策的农业发展效应也具有区域异质性特征。

假说3:农业生产性服务业政策通过发展生产托管、培育服务组织和引入现代化生产要素等机制释放政策红利推动农业发展。

三、研究设计

(一) 识别策略

依据《国家粮食安全中长期规划纲要(2008—2020)》,我国31个省(区、市)可以划分为粮食主产区、粮食主销区和粮食产销平衡区3类。其中,粮食主产区农业的稳定发展对于强化保障我国粮食安全至关重要。因此,本文选取粮食主产区13个省(区、市)的163个地级市作为研究对象。

2017年国家出台《关于加快发展农业生产性服务业的指导意见》以后,位于粮食主产区的河南、山东、安徽、四川、江西等地区积极响应,均在2018年出台相应“实施方案”“实施意见”等配套政策文件,以推动农业生产性服务业在本省(区、市)得到较好发展;与之相比较,河北、内蒙古、辽宁省等其他省(区、市)未见出台实施专门性政策文件,因此构成一项准自然实验。本文采用双重差分法(Difference in Difference, DID)估计农业生产性服务业政策对农业发展的影响。基本思路是将出台实施相关政策省(区、市)的地级市设为处置组,将未出台实施相关政策省(区、市)的地级市设置为控制组,在控制其他影响因素的基础上,通过对照不同组别农业发展在政策实施前后的差异,获得农业生产性服务业政策对农业发展的净效应,模型设定如下:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta \text{treat}_i \times \text{time}_t + \gamma \text{treat}_i + \delta \text{time}_t + \eta \text{control}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中, i 和 t 表示地级市和时间(以年为单位), $y_{i,t}$ 为被解释变量,表示农业发展情况。 treat_i 和 time_t 为虚拟变量, $\text{treat}_i = 1$ 为处置组,即出台了相关政策的地级市, $\text{treat}_i = 0$ 为控制组,即未出台实施相关政策的地级市; $\text{time}_t = 1$ 表示在政策出台实施之后, $\text{time}_t = 0$ 表示在政策出台实施之前,二者分割时点为2018年。 α 、 β 、 γ 、 δ 、 η 为待估计参数,其中交互项系数 β 为重点关注系数,表示出台实施农业生产性服务业政策对农业发展的净效应。 $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项, $\text{control}_{i,t}$ 为控制变量。

在此基础之上,一方面为进一步提升估计精度,另一方面为更有效规避内生性问题,此处使用双向固定效应模型进行估计,既控制“个体固定效应”又控制“时间固定效应”,因此式(1)可以转化为式(2)

$$y_{i,t} = \alpha + \beta \text{treat}_i \times \text{time}_t + \lambda_i + \text{year}_t + \eta \text{control}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

(2)式中, λ_i 为个体固定效应, year_t 为时间固定效应,其他参数含义与(1)式保持一致。

(二) 变量选取

(1)因变量。参照现有研究成果,本文选取各地级市第一产业增加值和人均第一产业增加值来反映其农业发展水平,用第一产业增加值占地区生产总值比重反映其产业结构状态^[23-25]。

(2)核心解释变量。虚拟变量 treat_i 和 time_t 的交互项 $\text{treat}_i \times \text{time}_t$ 为核心解释变量,用以反映出出台实施农业生产性服务业政策对农业发展的净效应,处置组($\text{treat}_i = 1$)2018年及以后年份($\text{year}_t \geq 2018$)的交互项取值为1($\text{treat}_i \times \text{time}_t = 1$),其余取值为0($\text{treat}_i \times \text{time}_t = 0$)。

(3)控制变量。农业发展受诸多因素影响,因此分析农业生产性服务业政策的净效应,需要控制其他外生因素的影响。借鉴相关研究^[26-29],本文选取7个控制变量:农民收入水平,此变量用农村居民人均可支配收入来衡量;收入分配,此变量用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值来衡量;财政支农,此变量用农林水事务支出与地方财政总支出的比值来衡量;机

械化水平,此变量用农业机械总动力来衡量;农业结构,此变量用粮食作物播种面积与农作物总播种面积的比值来衡量;人均农作物总播种面积,用农作物总播种面积与乡村人口数的比值来衡量;城镇化水平,用城镇常住人口占总人口的比值来衡量。

(三)数据来源与描述性统计

本文研究对象为粮食主产区13个省(区、市)的163个地市级行政单位,时间跨度为2009年至2019年。因变量和各类控制变量数据均来源于历年《城市统计年鉴》《农村统计年鉴》《国民经济和社会发展统计公报》。需要说明的是,由于受数据可得性限制,少量空缺数据采用插值法补齐。各类变量描述性统计特征如表1所示。

表1 变量的描述性统计特征

变量名称	变量描述	均值	标准差	最小值	最大值
第一产业增加值*	第一产业增加值(万元)	14.28	0.77	10.35	15.75
人均第一产业增加值*	第一产业增加值/乡村人口(元/人)	8.93	0.52	7.62	11.90
第一产业增加值占比	第一产业增加值占地区生产总值比重(%)	12.94	7.43	0.59	50.33
农民收入水平*	农村居民人均可支配收入(元)	9.24	0.44	7.71	10.47
收入分配	城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入	2.41	0.44	1.24	5.92
财政支农	农林水事务支出/地方财政总支出(%)	12.45	4.20	0.77	38.16
机械化水平*	农业机械总动力(千瓦时)	14.92	0.86	10.98	16.83
农业结构	粮食作物播种面积/农作物总播种面积(%)	70.16	12.61	19.46	99.13
人均农作物总播种面积	农作物总播种面积/乡村人口数(亩/人)	4.10	3.21	0.40	27.25
城镇化水平	城镇常住人口数/总人口数(%)	51.60	12.50	19.02	95.16

注:*代表对变量进行对数变换。

(四)处置组和控制组在政策前平行趋势初判

双重差分方法使用有效性的前提是处置组和控制组能够在政策实施以前满足平行趋势假设。此处分别绘制第一产业增加值、人均第一产业增加值的平行趋势检验图(见图1)。

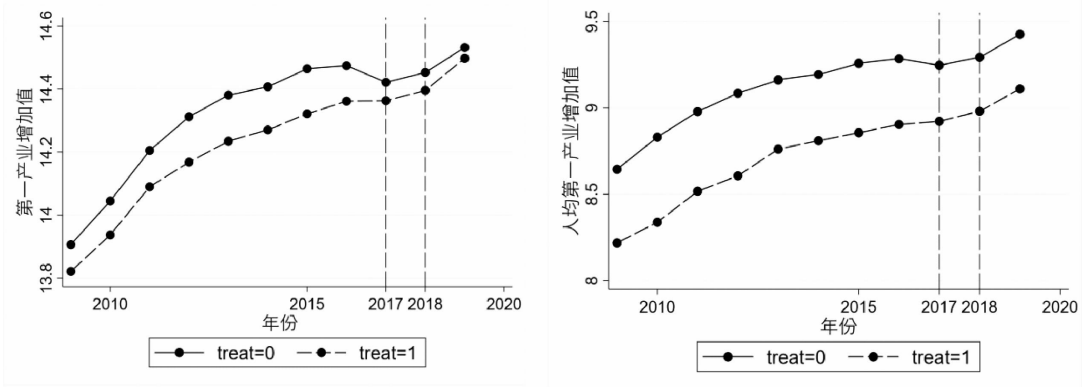


图1 处置组和控制组在政策前平行趋势初判示意图

观察图1所示结果可以认为,在出台实施农业生产性服务业政策以前,处置组和控制组农业发展的趋势均基本保持较为相似的发展趋势,因此可以初步认为处置组和控制组在政策前基本满足平行趋势假设。在此基础上,后文还将采用事件研究、安慰剂检验等实证方法对平行趋势假设进行再次验证。

四、实证与结果分析

(一) 基准回归结果

粮食主产区出台实施农业生产性服务业政策对农业发展效应的回归结果如表2所示。表2中,第(1)、(3)、(5)列没有控制个体效应和时间效应,只包含了 $treat_i$ 和 $time_i$ 以及二者的交互项,同时加入控制变量;第(2)、(4)、(6)则进一步控制了个体效应和时间效应。不难发现,无论采用何种 DID 估计方法,各列结果的交互项均在 1% 显著性水平下相关。但同时,(5)、(6)列交互项系数的符号与其他列的符号相反,这主要是由于 3 个因变量所反映农业发展的角度不同,其中第一产业增加值、人均第一产业增加值反映的是农业总量的提升,而第一产业增加值占地区生产总值比重则反映的是结构的优化。具体以双向固定效应模型结果展开分析:(2)、(4)列中交互项系数分别为 0.0815、0.0616,表明相对于未出台实施农业生产性服务业相关政策的地级市,已经出台相关政策地级市的农业发展成效能够提升约 7.15% 左右,即农业生产性服务业相关政策可以有效推进农业发展。(6)列中交互项系数为 -0.0098,表明相对于未出台实施农业生产性服务业相关政策的地级市,已经出台相关政策地级市的农业在经济整体中所占的比重逐渐降低,农业生产性服务业从属于第三产业,因此农业生产性服务业的发展会提升第三产业在地区经济整体中所占的比重,“一降一升”体现出实施农业生产性服务业相关政策对地区产业结构优化调整所发挥的作用。综上,通过基准回归结果分析可以认为,在粮食主产区,出台实施农业生产性服务业相关政策,既能“促进农业发展”又能“调整产业结构”。前文提出的假说 1 得到验证。

表 2 基准回归结果

变量名称	第一产业增加值		人均第一产业增加值		第一产业增加值占地区生产总值比重	
	(1) OLS	(2) 双向固定	(3) OLS	(4) 双向固定	(5) OLS	(6) 双向固定
$treat_i \times time_i$	0.0872*** (0.0149)	0.0815*** (0.0134)	0.0705*** (0.0177)	0.0616*** (0.0165)	-0.0098*** (0.0025)	-0.0098*** (0.0023)
$treat_i$	-0.1498** (0.0603)		-0.1925*** (0.0423)		-0.0003 (0.0072)	
$time_i$	-0.1110*** (0.0119)		-0.1132*** (0.0142)		0.0067*** (0.0020)	
$control_{i,t}$	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	否	是	否	是	否	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是
样本数	1793	1793	1793	1793	1793	1793
R^2	0.7557	0.7861	0.7710	0.8012	0.3540	0.3912

注:***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内数字为标准误。如无特殊说明,以下各表同。

(二) 异质性分析

由于农业发展政策的有效落地实施与地区农业自然环境、农业生产规模、农业发展水平等因素具有一定关联,而往往不同地区这些因素具有较为明显的地区异质性,因此有必要针对回归结果进行异质性分析。此处将从如下 3 个方面进行异质性的考察:第一,地形地貌特征。受不同地形地貌特征的影响,农业生产性服务政策的实施效果可能会存在一定差别,如山区农业生产资本、技术等要素相对匮乏,农业生产性服务业的发展或可以通过市场将这些要素引入山区农业发展,并取得较好成效。因此此处设置虚拟变量 $mount_i$ 对地形地貌特征进行标识, $mount_i = 1$ 为山区, $mount_i = 0$ 为非山区^①。第二,农业生产规模。不同生产规模农户对农业生产性服务的需求存在一

^① 依据各省(区、市)政府网站所介绍主要地形地貌特征,此处将粮食主产区中的吉林、黑龙江、江西、四川划分为山区,其余为非山区。

定偏好^[30],因此此处设定虚拟变量 $scale_i$ 对农业生产规模进行标识,依照国家划定的18亿亩耕地红线,以及2020年全国乡村人口数约5.1亿人, $scale_i = 1$ 表示实际农作物播种面积均值大于等于3.53亩/人的地区,否则 $scale_i = 0$ 。第三,农业发展水平。表2结果已经显示农业生产性服务业相关政策可以有效推进农业发展,但推动效果在不同农业发展水平省(区、市)之间是否存在差异需要进一步探究,为此此处使用分位数回归模型对全样本进行分位数回归。

表3 地形地貌特征和农业生产规模异质性回归结果

变量名称	第一产业增加值		人均第一产业增加值	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定
$treat_i \times time_t \times mount_i$	0.0898*** (0.0175)		0.1313*** (0.0213)	
$treat_i \times time_t \times scale_i$		0.0018(0.0164)		0.0400** (0.0199)
$control_{i,t}$	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本数	1793	1793	1793	1793
R ²	0.7848	0.7813	0.8041	0.8000

表3中,(1)、(3)列交互项系数均在1%显著性水平下正相关,表明出台实施农业生产性服务业相关政策的省(区、市)中,山区的政策效应要强于非山区。可能的原因是山区与非山区相比较,山区经济发展相对滞后,科技人才相对匮乏,因此在农业生产过程中现代化生产技术的应用不足。在实施农业生产性服务业相关政策以后,社会化的新型农业生产服务主体得到发展,将资本、科技等要素引入农业生产,有效弥补了山区农业发展的短板和约束,因此所取得的成效也相对更为明显。(4)列交互项系数在5%显著性水平下正相关,表明出台实施农业生产性服务业相关政策的地级市中,农业生产规模较大地区的政策效应要强于生产规模较小的地区。究其原因,一方面,从农业发展整体来看,机械化生产是面向农业产中环节的重要生产性服务之一,相较于规模化生产地区,小规模生产地区农业机械化生产的成本会更高,进而限制了政策红利的释放;另一方面,从农户选择偏好来看,相对农场主等新型农业经营主体而言,小农户购买农业生产性服务的边际成本相对较高,并且受其自身农业生产稳定性不高、市场风险抗击能力不足等问题的影响,其不愿增加除生产必需品以外的其他资本投入,因此小规模农户偏好于不购买农业生产性服务,进而缩减了市场需求,限制了政策对农业的推动效应。这与作者前期在江西、湖北等十省区调研所获取的数据较为吻合,约64.47%的受访小农户不愿意购买农业生产性服务,而农场主等新型农业经营主体不愿购买农业生产性服务的比例约为38.37%^[30]。

表4 农业发展水平异质性回归结果

第一产业增加值(1)	$treat_i \times time_t$	标准误	人均第一产业增加值(2)	$treat_i \times time_t$	标准误
10分位数	0.1886***	0.0692	10分位数	0.1001	0.0639
20分位数	0.2078***	0.0500	20分位数	0.1131*	0.0584
30分位数	0.1698***	0.0599	30分位数	0.1234*	0.0632
40分位数	0.1474***	0.0502	40分位数	0.0894*	0.0487
50分位数	0.1742***	0.0512	50分位数	0.0848*	0.0445
60分位数	0.1209*	0.0631	60分位数	0.0793	0.0540
70分位数	0.0563	0.0600	70分位数	0.0365	0.0586
80分位数	-0.0199	0.0507	80分位数	0.0348	0.0485
90分位数	-0.0263	0.0679	90分位数	0.0257	0.0657

注:所有控制变量均已控制。

表4中,两个模型的分位数回归结果均显示,农业生产性服务业相关政策在不同农业发展水平省(区、市)之间存在一定差异,政策效应伴随着农业发展水平的提升不断降低。其中,(1)列相关系数在10%分位数至60%分位数区间内,由0.1886降至0.1209;(2)列相关系数在20%分位数至50%分位数区间内,由0.1131降至0.0848;(1)、(2)两列在70%分位数至90%分位数区间内均不显著。综合可以看出,政策效应具有“益贫不益富”的特点。这一结论与前文所得山区的政策效应要强于非山区较为一致。前文提出的假说2得到验证。

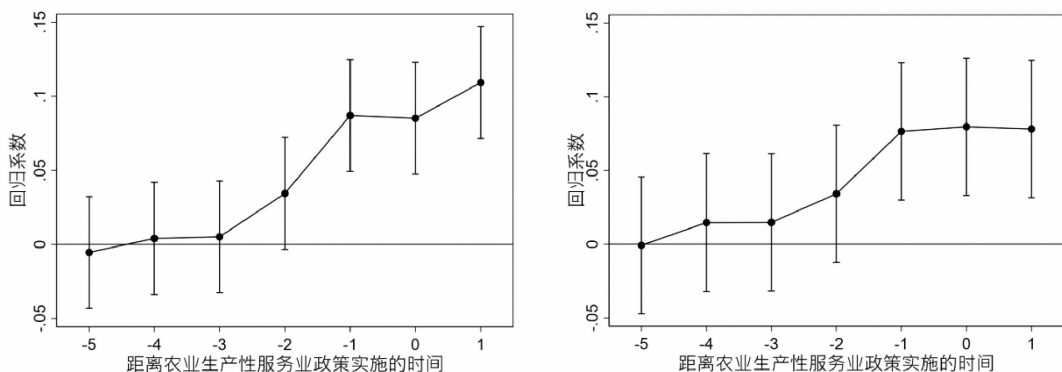
(三) 识别假定检验

1. 平行趋势再检验

为了对前文图1所示平行趋势作进一步的检验,此处使用事件分析方法(Event Study)研究实施农业生产性服务业相关政策的动态影响。具体而言,在式(2)基础上将交互项 $treat_t \times time_t$ 替换为实施农业生产性服务业相关政策前后年份的哑变量^[31-32],控制变量保持不变,具体如式(3)所示。

$$y_{i,t} = \alpha + \sum_{s \geq -7} \beta_s treat_s \times time_s + \lambda_i + year_t + \eta control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(3)中 S 取值为负数表示在实施农业生产性服务业相关政策前 S 年,取值为正数表示在实施农业生产性服务业相关政策后 S 年,取值为0表示实施农业生产性服务业相关政策当年,即2018年。此处将政策实施前的2009年设定为基准组,2013至2019年回归系数 $\{\beta_{-5}, \beta_{-4}, \beta_{-3}, \beta_{-2}, \beta_{-1}, \beta_0, \beta_1\}$ 取值范围如图2所示。观察图2可以发现,在控制了一系列控制变量的条件下,出台实施农业生产性服务业相关政策的两年前(2016年及之前),回归系数取值不显著异于0,但自2017年起回归系数开始显著异于0。这表明,在2017年国家层面出台实施《关于加快发展农业生产性服务业的指导意见》后,处置组便已经开始落地执行相关具体工作,享受了政策带来的红利,并且这种红利在2018年所在地省级层面出台“实施方案”“实施意见”等配套政策文件后得到了进一步夯实和提升。至此,再次验证了本研究使用双重差分方法平行趋势假设是成立的。



注:左侧因变量为第一产业增加值,右侧因变量为人均第一产业增加值,置信区间均为95%;

控制变量与前文一致;个体因素和时间因素均进行了控制。

图2 实施农业生产性服务业相关政策的动态影响

2. 安慰剂检验

为了进一步排除不可观测遗漏变量对政策效应的影响,在全样本中随机产生一份出台实施农业生产性服务业相关政策地区的名单,由于名单是随机产生,因此以其为处置组与控制组进行双重差分,分析所得到的结果是出台实施农业生产性服务业相关政策对农业发展没有显著推动效应,即:得到偏离现实(错误)的估计结果 β_1^{false} ,并且 β_1^{false} 不显著异于0。但如果 β_1^{false} 显著异于0,即表明模型的设定存在识别偏误^[33-34]。

为了避免小概率事件对分析结论的影响,提高安慰剂检验的识别能力,此处处置组随机抽取的次数设定为 500 次,图 3 汇报了估计系数的概率密度分布。可以发现,随机分配的系数估计值在 0 附近,虚线所示基准估计结果(0.0824)位于整体分布之外。因此,可以认为不存在其他不可观测遗漏变量对政策的实施效应产生了影响,即出台实施农业生产性服务业相关政策对农业发展的推动作用是真真实在的。

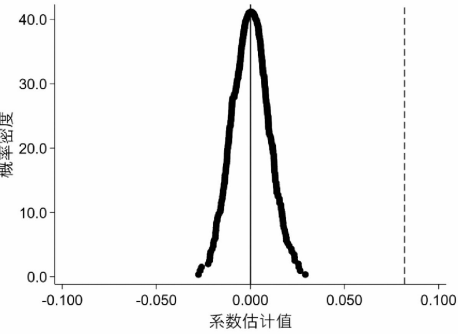


图 3 安慰剂检验结果

(四) 其他稳健性检验

由于农业发展以及相关政策成效的显现可能存在一定的滞后性,且前文所选取的 7 个控制变量可能会与农业生产性服务业相关政策存在反向影响,因此为降低所选取控制变量的内生性问题,此处将所有控制变量滞后一期重新进行双重差分分析,结果如表 5 所示。对比表 5 和表 2 结果可看出,各变量回归关系符号和显著性水平未发生明显改变,因此可以认为模型的回归结果较为稳定。

表 5 稳健性检验结果

变量名称	第一产业增加值		人均第一产业增加值		第一产业增加值占地区生产总值比重	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	双向固定	OLS	双向固定	OLS	双向固定
$treat_i \times time_t$	0.0918 *** (0.0151)	0.0793 *** (0.0136)	0.0704 *** (0.0186)	0.0613 *** (0.0175)	-0.0096 *** (0.0024)	-0.0100 *** (0.0023)
$treat_i$	-0.1576 ** (0.0622)		-0.2597 *** (0.0444)		-0.0024 (0.0074)	
$time_t$	-0.0727 *** (0.0122)		-0.7519 *** (0.0150)		0.0063 *** (0.0020)	
$control_{i,t-1}$	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	否	是	否	是	否	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是
样本数	1630	1630	1630	1630	1630	1630
R ²	0.6506	0.6903	0.6611	0.6967	0.2959	0.3333

五、政策的影响机制分析

根据前文研究结论可知,出台实施农业生产性服务业相关政策能够有效推动农业发展。在此基础上,结合假设 3,分别设定乡村人均机械化水平、财政支农、城镇化水平 3 个参数用以反映生产托管发展、服务组织培育和现代化生产要素引入这 3 个政策效益释放的具体作用机制。此处将采用与基准回归分析中的相同模型和样本来进行影响机制的分析,结果如表 6 所示。

表 6 影响机制回归结果

变量名称	财政支农		乡村人均机械化水平		城镇化水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	双向固定	OLS	双向固定	OLS	双向固定
$treat_i \times time_t$	-0.0055 ** (0.0027)	-0.0067 *** (0.0026)	-0.1484 *** (0.0411)	-0.1498 *** (0.0403)	0.0192 *** (0.0038)	0.0207 *** (0.0036)
$treat_i$	-0.0079 ** (0.0039)		0.1153 (0.1022)		-0.0453 *** (0.0096)	
$time_t$	0.0053 ** (0.0022)		0.0241 (0.0329)		-0.0064 ** (0.0030)	
$control_{i,t}$	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	否	是	否	是	否	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是
样本数	1793	1793	1793	1793	1793	1793
R ²	0.0792	0.1168	0.3338	0.3688	0.6928	0.7031

(1)、(2)列系数分别在5%、1%显著性水平下负相关,表明出台实施农业生产性服务业相关政策以后,地方财政中用于农林水事务的支出逐渐缩减,政策实施有效促进了社会非公有资本进入农业发展领域为农业提供专业化的生产性服务,降低了区域农业发展对国家财政投入的依赖程度。一方面农业发展资本要素来源的多样化,为农业的稳定发展提供了保障;另一方面伴随着市场非公有制主体参与农业发展的深化,以生产性服务为纽带的服务型规模化农业生产将能够将大量小农户彼此连接,进而化解“大国小农”的发展约束。

(3)、(4)列系数均在1%显著性水平下负相关,表明出台实施农业生产性服务业相关政策以后,农户购买农业生产机械的需求有所降低,进而导致乡村人均机械化水平出现下降。这主要是由于机械化生产是面向农业产中环节的重要生产性服务之一,农户尤其是小农户则主要以租借的方式将现代化的农业生产机械引入自身的农业生产过程之中,在满足自身农业生产需求的同时也不需额外投入资金购买设备,进而限制了农业机械总动力的增加,并具体表现为乡村人均机械化水平的下降。

(5)、(6)列系数均在1%显著性水平下正相关,表明出台实施农业生产性服务业相关政策以后,地区城镇化水平得到有效提升。这主要是由于,一方面伴随着农业生产性服务业的不断发展,在农村地区将会出现更多的服务业就业岗位,促进农户实现非农化就业,进而对城镇化水平的提升起到正向的推动作用;另一方面,农业生产性服务业具有资本密集、技术密集、高度市场化等特点,其能够较为有效地缓解农业发展所面临的资本、技术和市场化程度不高等方面的约束,并同时深化城乡之间的产业关联、经济关联,缩小城乡收入差距,这同样也会对城镇化水平的提升起到正向的推动作用。至此,前文提出的假说3得到验证。

六、结论及政策启示

农业生产性服务业是我国农业发展进程中继家庭联产承包责任制和农民专业合作社之后的农业发展新动能。自2017年农业农村部等三部委联合印发《关于加快发展农业生产性服务业的指导意见》后,位于粮食主产区的河南、山东、安徽、四川、江西等部分省(区、市)积极响应国家政策,出台了相应的“实施方案”“实施意见”等配套政策文件,与之相比较,同样位于粮食主产区的河北、内蒙古、辽宁省等其他省(区、市)未见出台实施专门性政策文件,因此从整体层面形成了一个“准自然实验”。为此,本文采用双重差分方法(DID)、事件研究方法(Event Study)、分位数回归方法等识别了该政策对粮食主产区农业发展的因果效应。研究结果表明:第一,政策的实施显著促进了粮食主产区农业的发展,使得处置组比控制组提升约7.15%,此结论通过了平行趋势检验、安慰剂检验以及因变量滞后一期的稳健性检验。而且,政策在推动农业发展的同时也能够有效优化区域产业结构,整体表现出既能“促进农业发展”又能“调整产业结构”的政策效应。第二,不同区域政策效应存在一定异质性:山区的政策效应要强于非山区;农业生产规模较大地区的政策效应要强于生产规模较小的地区;政策效应伴随着农业发展水平的提升不断降低,表现出“益贫不益富”的特点。

本文的研究结论在一定程度上验证了从中央到地方一系列农业生产性服务业相关政策推动农业发展的有效性并分析了具体的作用机制,为相关政策进一步推广与优化提供了一定的经验启示。第一,粮食主产区作为我国粮食安全供给的重要保障,农业稳定发展至关重要,主产区内部部分地区先行实施农业生产性服务业相关政策,有效推动了农业发展,获得了政策带来的红利。因此,尚未制定相关政策的地区也应以此为抓手,为本地区农业稳定发展提供政策助力。第二,其他地区借鉴粮食主产区农业生产性服务业政策实施经验时,需因地制宜,根据自身禀赋条件,找准政策着力点。西部地区地形地貌特征多为山地,小规模农户分散化经营特征相对更为突出,农业生产性服务业政策应着力培育农业生产服务组织,探索发展形式多样的农业生产托管服务,集中整合

分散农业资源,提升农业生产规模效益;中、东部地区工业化、城镇化水平相对较高,其对农业发展产生的要素虹吸现象更为明显,农业生产性服务业政策应着力引入多元服务主体,依托市场将人才、金融、现代信息技术等现代化的农业生产要素导入农业,逐渐消除农业生产所面临的各种要素壁垒,持续提升农业生产效率,推动农业现代化发展。第三,基于政策实施异质性特征,虽然农业生产性服务业政策对山区农业发展的推动作用更为明显,但同时由于山区小农户相对较多,受小农户生产性服务购买偏好和能力较低的影响,山区政策红利的充分释放也会受到限制。为破解这一矛盾,山区农业生产性服务业政策实施初期,政府应当以服务供给主体的角色积极参与服务市场建设,针对小农户提供“低价格”“公益性”的生产性服务,这将有助于提高其政策的农业发展效应。

参考文献:

- [1]刘奇.乡村振兴需要第三次动能转换[J].中国发展观察,2017(24):37-38.
- [2]冀名峰.农业生产性服务业:我国农业现代化历史上的第三次动能[J].农业经济问题,2018(3):9-15.
- [3]姜长云.关于发展农业生产性服务业的思考[J].农业经济问题,2016(5):8-15.
- [4]芦千文,高鸣.中国农业生产性服务业支持政策的演变轨迹、框架与调整思路[J].南京农业大学学报(社会科学版),2020(5):142-155.
- [5]马楠,许可欣.民族地区农业生产性服务业促进生产力的提升效应[J].中南民族大学学报(人文社会科学版),2021(3):81-89.
- [6]姜长云.发展农业生产性服务业的模式、启示与政策建议——对山东省平度市发展高端特色品牌农业的调查与思考[J].宏观经济研究,2011(3):14-20.
- [7]彭柳林,吴昌南,张云,等.粮食生产效率:农业生产性服务对农业劳动力老龄化具有调节效应吗?——基于江西省粮食主产区500农户的调查[J].中国农业资源与区划,2018(4):7-13.
- [8]陈景帅,韩青.农业生产性服务对农地抛荒的抑制效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021(6):23-34.
- [9]肖卫东,杜志雄.农业生产性服务业发展的主要模式及其经济效应——对河南省发展现代农业的调查[J].学习与探索,2012(9):112-115.
- [10]王玉斌,赵培芳.非农就业、农业生产性服务与农地流转——基于湘皖苏水稻种植户的调查数据[J].中国农业资源与区划,2022(2):113-121.
- [11]芦千文,姜长云.农业生产性服务业发展模式和产业属性[J].江淮论坛,2017(2):44-49.
- [12]郝爱民.农业生产性服务对农业技术进步贡献的影响[J].华南农业大学学报(社会科学版),2015(1):8-15.
- [13]张荐华,高军.发展农业生产性服务业会缩小城乡居民收入差距吗?——基于空间溢出和门槛特征的实证检验[J].西部论坛,2019(1):45-54.
- [14]栾健,韩一军,高颖.农业生产性服务能否保障农民种粮收益[J].农业技术经济,2022(5):35-48.
- [15]秦天,彭珏,邓宗兵.中国区域农业生产性服务业发展差异及驱动因素研究[J].产业经济评论,2018(6):63-75.
- [16]孙剑,黄宗煌.农户农业服务渠道选择行为与影响因素的实证研究[J].农业技术经济,2009(1):67-74.
- [17]徐勤航,诸培新,曲福田.小农户组织化获取农业生产性服务:演进逻辑与技术效率变化[J].农村经济,2022(4):107-117.
- [18]杜泽文.现代农业与生产性服务业耦合发展路径[J].江苏农业科学,2019(1):309-312.
- [19]罗明忠,邱海兰,陈江华.农业社会化服务的现实约束、路径与生成逻辑——江西绿能公司例证[J].学术研究,2019(5):79-87.
- [20]李静,孟天琦,韩春虹.土地托管影响农业产出机制:投资效率及其解释[J].中国人口·资源与环境,2018(9):142-149.
- [21]潘锦云,汪时珍,李晏墅.现代服务业改造传统农业的理论与实证研究——基于产业耦合的视角[J].经济学家,2011(12):40-47.
- [22]张恒,郭翔宇.农业生产性服务业发展与农业全要素生产率提升:地区差异性与空间效应[J].农业技术经济,2021(5):93-107.
- [23]李红莉,张俊飏,罗斯炫,等.农业技术创新对农业发展质量的影响及作用机制——基于空间视角的经验分析

- [J]. 研究与发展管理, 2021(2): 1-15.
- [24] 孙倩. 数字普惠金融与农业发展: 基于相对贫困县的实证[J]. 统计与决策, 2021(12): 154-157.
- [25] 王小龙, 方金鑫, 孔繁成. “强县扩权”与农业发展: 基于县级面板数据的实证研究[J]. 人文杂志, 2015(6): 34-42.
- [26] 杜江, 王锐, 王新华. 环境全要素生产率与农业增长: 基于 DEA-GML 指数与面板 Tobit 模型的两阶段分析[J]. 中国农村经济, 2016(3): 65-81.
- [27] 尹朝静, 李谷成, 范丽霞, 等. 气候变化、科技存量与农业生产率增长[J]. 中国农村经济, 2016(5): 16-28.
- [28] 银西阳, 贾小娟, 李冬梅. 农业产业集聚对农业绿色全要素生产率的影响——基于空间溢出效应视角[J/OL]. 中国农业资源与区划, 2022; 1-11 [2022-01-30]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.3513.S.20220129.1448.016.html>.
- [29] 闫明涛, 乔家君, 瞿萌, 等. 河南省农业生态效率测度、空间溢出与影响因素研究[J/OL]. 生态与农村环境学报, 2022; 1-13 [2022-03-01]. <https://kns.cnki.net/kcms/detail/32.1766.X.20220228.2008.001.html>.
- [30] 马楠, 沈体雁, 杨玮丽. 农户购买农业生产性服务偏好异质性特征与来源[J]. 农村经济, 2022(5): 125-133.
- [31] LI PEI, LU YI, WANG JIN. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2016(6): 18-37.
- [32] 张国建, 佟孟华, 李慧, 等. 扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J]. 中国工业经济, 2019(8): 136-154.
- [33] 周茂, 陆毅, 杜艳, 等. 开发区设立与地区制造业升级[J]. 中国工业经济, 2018(3): 62-79.
- [34] 田晓晖, 李薇, 李戎. 农业机械化的环境效应——来自农机购置补贴政策的证据[J]. 中国农村经济, 2021(9): 95-109.

Evaluation and Mechanism Analysis on the Effect of Agricultural Producer Services Policy

MA Nan

(School of Economics, South-Central Minzu University, Wuhan 430074, China)

Abstract: Taking the introduction and implementation of agricultural producer services policies in some of the 163 cities in major grain producing areas as a quasi-natural experiment. By using a DID (Difference in Difference) method to identify the impact of the causal effect, heterogeneity and influence mechanism of agricultural producer services policy on agricultural development in major grain producing areas. The research results were as follows: Firstly, policies not only effectively promoted agricultural development, but also optimized regional industrial structure, and the results passed the parallel trend test, placebo test and the robustness test of lagging one period of dependent variables. Secondly, the heterogeneity of policy effect was significant, the policy effect of agricultural development in mountainous areas was stronger than that in non-mountainous areas, the policy effect on new agricultural management entities was stronger than that on smallholders, and the policy effect decreased continuously with the improvement of agricultural development level, showing the characteristics of “benefit the poor but not the rich”. In addition, the policy released the policy dividends mainly through the mechanisms such as promoting production trusteeship, cultivating service organizations and introducing modern factors of production, so as to achieve the goal of promoting agricultural development.

Key Words: agricultural producer service; agricultural development; policy effect; quasi-natural experiments