财政支粮政策与粮食生产时空效应及政策优化

——基于 2014-2019 年江西县域面板数据的分析

毛佳 朱述斌 杨一单1

【摘 要】: 财政支粮政策是影响农户粮食生产种植决策行为的关键因素,较好的政策设计能够促进粮食生产、保障粮食安全。以2014—2019年江西省62个粮食主产县面板数据为基础,对江西省财政支粮投入、粮食生产时空演变特征及粮食生产影响因素进行分析。结果表明,粮食生产空间集聚特征日趋明显,财政支粮政策效益有待进一步提高。除基础设施建设投入粮食增产效应为正外,病虫害控制、科技推广、直接挂钩补贴等政策投入与粮食产量之间具有一定负相关性;价格支持政策增产效应并不显著,建议要不断夯实粮食生产基础、完善财政支持保护政策、使政策设计更显可持续发展理念。

【关键词】: 财政支粮 粮食生产 空间特征 影响因素 江西省

一、引言与文献述评

粮安天下,农稳社稷。对于有着 14 亿多人口的我国来说,农业基础地位任何时候都不能被忽视或削弱,手中有粮、心中不慌在任何时候都是真理,必须把保障粮食安全放在突出位置,做到谷物基本自给、口粮绝对安全。[1]基于粮食的准公共产品属性,促进粮食生产,保障粮食安全,不仅需要有效发挥市场的决定性作用,更需要充分发挥政府的保障引导作用,而财政作为国家宏观调控的重要手段,也成为各国保障粮食安全不可或缺的共同政策选择。一直以来,为保障粮食供给,中国综合运用直接补贴、价格支持、基础设施投资等财政措施对粮食生产进行刺激和保障,在涉农涉粮财政支持力度上持续加码。以中国支农财政投入为例,1998 年中国财政支农总额首次突破 1000 亿元,2012 年突破 10000 亿元,2019 年达到 22862.8 亿元,是 2000 年总投入的29.8 倍,占 2019 年一般公共预算支出的比重为 9.6%,较 2000 年提高了 4.8 个百分点。

那么,不断扩张的财政支农投入是否对促进粮食生产、保障粮食安全产生了正向激励作用呢?近年来,已有大量学者聚焦这一问题进行探究。经过梳理发现,现有文献主要聚焦宏观、微观两个视角。从宏观上看,有的学者依托我国财政支农或地方财政支农数据总额,从总体效应的角度对现有财政支农政策增产效率进行评价^[2],对促进农民增收效果进行评估^[3]。从微观上看,多数学者热衷于研究粮食补贴政策的增产效果^{[4][5]},也有学者从农业科技支出^[6]、农业基础设施投入^{[7][8]}、粮食最低收购价政策^{[9][10]}等单一支持政策入手,对其增产效果进行评价。但是,虽然学者们普遍认为财政支持政策对促进粮食生产、保障粮食安全来说至关重要^[11],可在政策增产效果上却褒贬不一。同时,现有研究具有一定的局限性。一是多是通过构建计量模型对财政支粮政策绩效进行评估、对粮食生产影响因素进行判断,鲜有从空间视角对我国财政支粮政策投入、粮食生产情况等进行探讨。二是在财政投入指标选取上缺乏针对性。多数学者乐于选择农林水事务支出作为投入指标^[12],研究口径偏大,不具有针对性;李莹等人用农机总动力、有效灌溉面积、化肥施用量、从业人员数作为投入变量,来评价财政支粮政策绩效,在研究结果科学性上有所欠缺。^[13]三是由于数据的可获得性,多数学者从全国层面或省级层面对财政支粮及粮食生产情况进行研究,鲜有学者从县域角度进行分析。因此,在现有研究成果基础上,以江西省县域数据为切入点,全面分析粮食生产、财政投入时空演变特征,并进一步细化财政支粮投入指标,运用计量经济模型对财政支粮政策与粮食产量之间的驱动机制进行分析,以期为政府科学决策提供有益参

^{&#}x27;基金项目: 国家自然科学基金应急类项目"城乡融合发展背景下粮食主产区农地流转机制及优选模式研究——以江西为例"(71840013);国家社会科学基金青年项目"乡村振兴战略下我国财政涉农资金统筹整合效应及其长效机制构建研究"(18CJY051)

考。另外,剩余部分结构如下:第二部分对实证方法、变量指标的选取及数据来源、处理等进行介绍;第三部分对江西省财政支粮投入及粮食生产时空分异特征、空间集聚特征进行分析;第四部分就财政支粮政策对粮食产量的影响进行判断;第五部分对全文进行归纳总结,并为促进粮食生产、保障粮食安全提出政策优化方向。

二、研究方法、变量选择与数据来源

(一) 研究区域概况

江西,作为全国13个粮食主产省之一,是全国水稻重要产区,稻谷产量居全国第3位,以全国2.3%的耕地生产了3.25%的粮食,对保障中国粮食安全来说发挥了非常重要的作用。

江西位于长江中下游交接处的南岸,地处北纬 24°29′一30°04′、东经 113°34′—118°28′之间,全省总面积 16.69 万平方公里,耕地面积 4391 万亩、永久基本农田 3693 万亩、水面面积 2500 万亩,可利用的荒山、荒坡、荒地、荒滩、荒水等资源有 530 万亩。其中,以水稻为主的粮食主产县 62 个,粮食总产量约占全省的 84%,主要分布在鄱阳湖平原、赣抚平原、吉泰盆地粮食主产区和赣西粮食高产片等 4 大产区。其中,鄱阳湖粮产区包括鄱阳湖及以北地区的 16 个县(市、区):余干、鄱阳、玉山、广丰、弋阳、万年、广信、铅山、乐平、浮梁、余江、贵溪、都昌、永修、武宁、修水;赣抚平原粮产区包括赣中地区的 23 个县(市、区):临川、南城、黎川、宜黄、南丰、金溪、崇仁、东乡、乐安、南昌、进贤、安义、新建、高安、丰城、樟树、袁州、万载、宜丰、上高、奉新、渝水、分宜;吉泰盆地粮产区包括吉泰盆地及以南地区的 19 个县(市、区):吉水、青原、泰和、安福、永新、吉安、新干、永丰、万安、遂川、峡江、宁都、南康、赣县、信丰、于都、兴国、瑞金、会昌;赣西粮食高产片包括赣西的 4 个县(区):上栗、芦溪、莲花、湘东。

(二)研究方法

空间自相关分析。空间自相关分析作为一种空间统计方法,其研究目的在于确定某一变量是否存在空间上的相关性,以及其相关程度如何,分为全局空间自相关和局部空间自相关。全局空间自相关,概括了在一个总的空间范围内的空间依赖程度,最常用的关联指标是莫然指数(Moran's I)。其计算公式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=l}^{n} \sum_{j=l}^{n} w_{ij}(s_i - \bar{s})(s_j - \bar{s})}{\sum_{i=l}^{n} \sum_{j=l}^{n} w_{ij}(s_i - \bar{s})^2}$$
(1)

式中, s_i 是变量 s 在空间单元 i 上的属性值,在该文中表示县域粮食产量值;s 是变量的均值;n 表示空间单元的总个数,在该文中表示县域单元的个数;本研究按照空间邻接权重矩阵标准来设定空间权重矩阵 w,把有共同边界的区域视为相邻,即相邻时 w_{ij} =1;不相邻时 w_{ij} =0,式中 w_{ij} 是江西省县域空间权重矩阵。Moran's I 介于I 到 I 之间,当 I>0 时表示空间具有正相关性,变量在空间单元上呈现出聚合分布的态势;当 I<0 时表示空间具有负相关性,变量在空间单元上呈现出离散分布态势。I 越趋近于 I0 则表示不存在空间自相关性,变量在空间单元上随机分布。

局部空间自相关,是用来描述某一空间单元与其相邻区域的相似程度的方法。由于 Moran's I 散点图能够更为形象、直观地显示出变量的局部空间自相关性,因此,本研究采取 Moran's I 散点图进行局部空间自相关检验。

面板数据模型。影响粮食产量的因素可以被概括为两类。一是直接因素,如劳动力、化肥、机械、土地等农户的生产要素投

入;二是间接因素,如政策、制度、区域特征等外在因素^[14],而财政政策因素对粮食产量的影响是本研究重点。另外,鉴于粮食产量的增加主要表现在粮食种植面积的扩大和单产的提高上。^[15]所以,构建如下基础面板计量模型。

$$y_{ij} = \alpha_{i} + \beta_{i} \alpha_{ji} + \beta_{i} \alpha_{3i} + \beta_{i} \alpha_{3i} + v_{t} + \varepsilon_{it}$$

$$\tag{2}$$

$$m_{i} = \alpha_{i} + \beta_{i} x_{1i} + \beta_{2} x_{2i} + \beta_{3} x_{3i} + v_{i} + \varepsilon_{i}$$

$$\tag{3}$$

$$L_{a} = \alpha_{i} + \beta_{j} \alpha_{ja} + \beta_{j} \alpha_{2a} + \beta_{j} \alpha_{3a} + v_{i} + \varepsilon_{a} \tag{4}$$

式中, y_{it} 、 m_{it} 和 L_{it} 分别表示 i 县 t 年的粮食产量、粮食种植面积和粮食单位面积产量, x_{lit} 、 x_{2it} 和 x_{3it} 分别为 i 县 t 年的财政支粮投入、农户投入和区域影响因素; α_i 、 v_i 和 ϵ_i 分别为个体效应、时间效应和随机扰动项。

(三) 变量选择

根据前人研究,并按照导向性、可比性、系统性和可操作性等原则设计评价指标体系。

核心解释变量,即财政支粮政策。考虑到数据的延续性,本研究对财政收支分类科目口径调整情况进行了梳理,将本次研究的考察期限界定为2014—2019 年,并从农林水支出科目下的102 个支出科目中选取粮食储备支出、技术推广、病虫害控制、农村基础设施建设、农业综合开发、农业生产支持补贴、农机购置补贴、农田水利等8个延续性较强,并且对粮食生产具有直接间接作用的科目作为首次筛选出的财政投入指标。根据赵和楠、候石安^[16]对当前我国财政支粮政策类别划分情况,并考虑实际影响路径,将这8类指标分为3大类、5个细项,即:价格支持政策(粮食储备支出,A)、挂钩直补政策(农业生产支持补贴、农机购置补贴,B)和一般服务支持政策(技术推广,C1;病虫害控制,C2;农村基础设施建设、农业综合开发、农田水利,C3)等三个类别。

其他解释变量,即农户私人投入(D)。参考张凡凡等[17]学者的现有研究成果,选取第一产业劳动力(D1)、农业机械总动力(D2)、化肥施用量(D3)、粮食播种面积(D4)等指标作为农户生产要素投入的衡量指标。

控制变量。为了更精准地衡量财政支粮政策对粮食产量的影响,本研究加入了区域特征指标(E)和上期粮食产量(1)作为控制变量。

被解释变量。鉴于目前衡量粮食质量等领域数据不易获取,且当前相关研究重点仍是粮食数量安全,故参考大多数学者的现有研究成果,选择粮食总产量作为衡量粮食生产情况的重要指标。

(四)数据来源及处理

数据来源。根据数据的可得性和统一性,选取 2014—2019 年江西省 62 个县域的数据进行分析,原始数据来源于《江西统计年鉴》及江西省各地市统计年鉴和江西省财政内部资料。

数据处理。对于财政支出数据等进行价格平减,并考虑财政支持政策的滞后性,参考多数学者的做法,对财政支出数据滞后一期。由于财政支粮投入、农户种粮投入没有标准的统计口径,参考大多数学者的做法,采用测算的办法来对各领域财政支粮投入和农户种粮投入进行估算。[18] 具体办法是:财政支粮投入=财政用于农业的支出×(粮食播种面积/农作物播种面积);农户私人投入=农户用于农业生产的支出×(粮食播种面积/农作物播种面积)。运用主成分分析法计算出区域特征指标(地区生产总值、农村居民人均可支配收入、地区财政一般公共预算收入、城镇化率)的综合指数。部分缺失数据使用均值法或回归法来进行技术处理。本研究所采用的相关变量均进行了对数化处理。

三、财政支粮投入及粮食生产时空分异特征

(一) 总量变化趋势

2014—2019 年,江西省粮食总产量呈现出先增加、后缓慢减少的态势,粮食产量由 2014 年的 2143.5 万吨增长至 2016 年的 2234.4 万吨,随后缓慢回落至 2019 年的 2157.5 万吨。从四个粮食主产区看,江西省粮食产量主要集中在赣抚平原粮产区,该区域粮食产量占全省比重在 2019 年时达到 55.7%,较 2014 年时提高近 10 个百分点;鄱阳湖粮产区粮食产量占全省比重维持在 25%左右;吉泰盆地粮产区粮食产量占全省比重略有下滑;赣西粮食高产片粮食产量长期以来相对偏低,仅占全省 2%左右。从整体上看,四个粮食主产区粮食产量占全省粮食总产量比重稳中有升,说明江西省粮食生产区更为集聚。

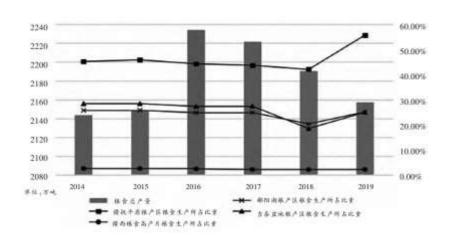


图 1 江西省分区域粮食产量增长变化趋势

2014—2019 年江西省财政支粮支出稳中有升,由 2014 年的 332 亿元增长至 2019 年的 411 亿元,增幅达 23.8%。但是,分区域看,鄱阳湖粮产区、赣抚平原粮产区和吉泰盆地粮产区财政用于粮食储备、直接挂钩补贴和一般服务支持政策的支出在 2014—2018 年时处于波段性上升的态势,但在 2019 年时大幅度减少。笔者考虑主要是国家治理理念的转变,江西省将更多的资金转移到农业资源保护修复与利用、农产品质量安全保障、农业保险补贴等促进农业生产可持续和降低农民种粮风险,缓解农户种粮压力等领域。赣西粮食高产片则属于典型的稳定型区域,财政支粮投入整体趋于稳定,与粮食产量增长情况相同。

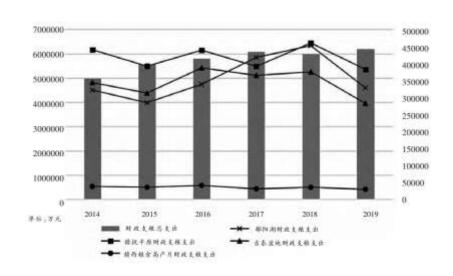


图 2 江西省分区域财政支粮支出变化趋势

(二) 空间演变特征

采用自然断点分级法,将 2014 年、2016 年、2019 年江西省 62 个县域按照粮食产量水平划分为高水平区[76—24]、较高水平区[48—75]、中等水平区[34—47]、较低水平区[22—33]和低水平区[5—21]等 5 种等级;按照财政支粮投入水平划分为高水平区[5.027—6.335]、较高水平区[4.315—4.918]、中等水平区[3.102—3.914]、较低水平区[2.014—2.973]和低水平区[0.412—1.983]等 5 个等级,由此得到不同时期江西省各县域财政支粮投入及粮食产量空间分布状况 1,进而分析江西省县域财政支粮投入及粮食生产空间转移特征。

一是粮食高产县数量增加,粮食生产重心向东北偏移。2019年我省高水平、较高水平粮食生产县共17个,较2014年增加8个(其中高安市、临川区等2个地区由较高水平区进入高水平区,故重复计算),除泰和县、吉水县外,其余县域均集中在鄱阳湖粮产区和赣抚平原粮产区。从生产重心看,2014年以来,江西省粮食生产重心一直处于江西省几何中心的东北方向,表明江西省东北部地区的粮食生产在江西省始终占据重要地位。研究期内,粮食生产的重心继续呈现向东北方向转移态势,2019年新进入高水平和较高水平的产粮区域也基本处于赣中趋于东北方向,这说明鄱阳湖粮产区和赣抚平原粮产区的粮食生产增速超过其他地区,并对江西省粮食生产起到明显的拉动作用。

二是财政支粮高投入县域向东北延伸,整体呈现收缩集聚态势。2014—2019 年,除于都县、吉安县外,其他高水平和较高水平投入县均聚集在赣中到赣东北地区,也就是与粮食高产县保持一致,主要投入在鄱阳湖粮产区和赣抚平原粮产区。相较 2019 年而言,虽然 2014 年江西省财政支粮投入在赣中及赣东北部分县域较聚集,但整体上来说日趋分散、均匀。2019 年财政支粮高水平投入县域由 2014 年的 1 个上升到 4 个;低水平投入县域数量增长明显,从 25 个增加到 39 个。其中,高水平投入县域均位于赣中向东北方向。笔者考虑,低水平投入县域数量的急剧增加与决战决胜脱贫攻坚、全面建成小康社会战略背景下财政支农支持方向转变等因素有着紧密关系。

(三) 空间集聚特征

全局空间自相关。利用 STATA 软件计算 2014—2019 年六个时间截面的全局 Moran's I 指数,从区域空间的整体上反映江西省县域粮食生产和财政支粮投入空间分布的集群情况。空间权重矩阵采取一阶邻接矩阵的 Queen 准则,也就是两个空间单元具有公共边或公共点确定。如有公共边或公共点则为 1,没有则为 0。

年份	I	E(I)	sd(I)	Z	p-value*
2014	0. 447	-0.016	0.072	6. 417	0.000
2015	0. 434	-0.016	0.072	6. 216	0.000
2016	0. 441	-0. 016	0.072	6. 307	0.000
2017	0. 431	-0.016	0.072	6. 186	0.000

表 1 江西省粮食产量 Moran's I 指数值

2018	0. 407	-0.016	0.073	5. 823	0.000
2019	0. 411	-0.016	0. 073	5.850	0.000

表 2 江西省财政支粮投入 Moran's I 指数值

年份	I	E(I)	sd(I)	Z	p-value*
2014	0. 391	-0.016	0. 072	5. 647	0.000
2015	0. 327	-0.016	0. 072	4. 798	0.000
2016	0. 201	-0.016	0. 072	3. 003	0.001
2017	0. 302	-0.016	0. 073	4. 360	0.000
2018	0. 278	-0.016	0.069	4. 249	0.000
2019	0. 290	-0.016	0.071	4. 288	0.000

由表 1 可知, 六个年份的粮食产量全局 Moran's I 指数均为正值,且由 2014 年的 0.447 波段性缩小至 2019 年的 0.411, Z 值均大于 1.96,均在 1%统计水平下显著。这一结果表明,江西省粮食产量的空间分布不是随机的,而是表现出了强烈的空间集聚性,存在地区间的空间溢出效应。同时,从时间趋势上看,虽然 Moran's I 指数值在一定程度上有所缩小,但是整体相对稳定,表明江西省粮食生产的空间集聚性相对稳定,也在一定程度上印证了前文对生产空间演变的判断。

由表 2 可知, 六个年份的财政支粮投入全局 Moran's I 指数虽然都为正值,但整体呈现收窄态势, Moran's I 指数值在不断缩小,表明江西省财政支粮投入虽然呈现一定的空间集聚性,但空间溢出效应在不断减小。

局部空间自相关。利用 STATA 软件计算出 2014 年、2016 年、2019 年三个年份江西省县域粮食产量、财政支粮水平的局部 Moran's I 指数,并以散点图的形式表现出来,将其进行整理、分析,得出两个结论。一是空间相关性明显。不管是江西省县域粮食产量集聚类型还是县域财政支粮投入集聚类型,其大部分县区聚集于 H—H 和 L—L 区域,即呈现出高一高类型或低一低类型的集聚特征。也就是说,高粮食产出(财政支粮支出)的县域,其周围也是高粮食产出(财政支粮支出)的县域;低粮食产出(财政支粮支出)的县域,其周围也是低粮食产出(财政支粮支出)的县域,说明江西省这 62 个粮食生产县之间的粮食产量、财政支粮水平均具有较为明显的空间相关性,空间溢出效应显著。二是空间分布较稳定。江西省 62 个县域粮食产量(财政支粮支出)主要聚集在低一低象限。从时间轴看出,其高一低和低一高象限分布区在 2014 年时为 21 个(19 个),到 2019 年时调减为 18 个(16 个),虽然略有减少,但整体相对稳定。

四、财政支粮政策对粮食产量的影响分析

粮食总产量的增减由播种面积和单位面积产量共同决定。具体来说,可以分为三种情况。一是单位面积产量不变而播种面积变化,此时播种面积的变化会导致粮食总产量出现同向变动。二是单位面积产量变化而播种面积不变,此时单位面积产量与粮食总产量也会保持同向变动。三是单位面积产量和播种面积同时发生变化。[19]此时,由于受两方面因素的共同影响,粮食总产量既有可能增加,也有可能减少或者不发生改变。而财政政策通过对农户行为的影响,进而影响播种面积、单位面积产量,最终影响粮食总产量。为此,本研究分别以粮食总产量(模型 1)、粮食单位面积产量(模型 2)、粮食播种面积(模型 3)为因变量来分析当前财政支粮政策对粮食生产的总体影响。

通过豪斯曼检验得到,应选择固定效应模型(FE)对模型 1、模型 2、模型 3 进行分析。而进一步检验发现,面板数据属于长面板,且同时存在组内自相关、组间同期相关、组间异方差的问题。根据 Reed^[20]的研究,应该采用可行广义最小二乘法(FGLS)解决上述 3 个问题。具体模型如下。

模型 1 lnY_{z} = β_{0} + $\beta_{1}lna_{z}$ + $\beta_{2}lnb_{z}$ + $\beta_{3}lnc1_{z}$ + $\beta_{4}lnc2_{z}$ + $\beta_{3}lnc3_{z}$ + $\beta_{4}lnd1_{z}$ + $\beta_{4}lnd2_{z}$ + $\beta_{4}l$

模型 2 $lnL_z=\beta_0+\beta_1lna_z+\beta_2lnb_{ii}+\beta_3lnc1_z+\beta_4lnc2_z+\beta_3lnc3_z+\beta_4lnd1_z+\beta_7lnd2_{ii}+\beta_8lnd3_z+\beta_4lnd4_z+\beta_1lne_z+\beta_1lnl_z+v_i+\varepsilon_z$

模型3 $lnM_z=\beta_0+\beta_1 lna_u+\beta_2 lnb_z+\beta_3 lnc1_z+\beta_4 lnc2_z+\beta_3 lnc3_z+\beta_4 lnd1_z+\beta_4 lnd2_z+\beta_4 lnd3_z+\beta_4 lnd4_u+\beta_4 lne_z+\beta_4 lnd2_z+\beta_4 lnd3_z+\beta_4 lnd4_u+\beta_4 lne_z+\beta_4 lnd4_u+\beta_4 lne_z+\beta_4 lnd4_u+\beta_4 lne_z+\beta_4 lnd4_u+\beta_4 lne_z+\beta_4 lnd4_u+\beta_4 lne_z+\beta_4 l$

式中, Y_{it} 为粮食总产量、 L_{it} 为粮食单位面积产量、 M_{it} 为粮食播种面积、 a_{it} 为价格支持政策投入、 b_{it} 为直接挂钩补贴投入、 $c1_{it}$ 为科技推广投入、 $c2_{it}$ 为病虫害控制投入、 $c3_{it}$ 为粮食生产基础设施建设投入、 $d1_{it}$ 为粮食种植劳动力投入、 $d2_{it}$ 为粮食种植机械投入、 $d3_{it}$ 为粮食种植化肥投入、 $d4_{it}$ 为粮食播种面积、 e_{it} 为区域因素、 1_{it} 为上期粮食产量、 v_t 为时间效应、 ϵ_{it} 为随机扰动项。表 3 呈现了具体分析结果。

一是价格支持政策在促进粮食增产上作用并不显著。虽然一些学者肯定了我国粮食价格支持政策在促进农民增产增收方面起到的重要作用[21],但也有学者提出,相较于价格支持政策为农资部门带来的收益,农户所得收益仅是非常少的一部分,在促进粮农增产扩面上作用相对较小[22]。尤其是近年来我国粮食最低收购价格相对稳定,2021年早籼稻、中晚籼稻、粳稻的收购价分别为1.22元、1.28元、1.3元,较2012年的收购价,早籼稻、中晚籼稻仅提高0.02元、0.03元,而粳稻则降低了0.1元。伴随着近年农资价格大幅上涨的现状,最低收购价的这一微调,对粮农的激励作用甚微。

二是直接挂钩补贴在促进粮食增产上呈现负相关性。这与尚旭东等^[23]研究结果一致。主要是因为在政策执行过程中,往往为了稳定农民(土地承包者)情绪,或是为了帮扶贫困户,实际上拿到补贴的多是贫困农民,即土地的承包者,而不是实际耕种者 ^[24],一定程度上挫伤了新型经营主体种粮积极性,影响了规模化经营。

表 3 面板数据模型估计结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3
价格支持政策投入(粮食储备支出)	-0. 072 (0. 226)	-0. 072 (0. 225)	0. 014(0. 176)
挂钩直接补贴投入	-0. 422**(0. 031)	-0. 423** (0. 031)	0. 158***(0. 000)

科技推广投入	-0.008**(0.787)	-0.008(0.788)	-0. 037***(0. 000)
病虫害控制投入	-0.06*(0.094)	-0.06*(0.094)	0.006(0.452)
粮食生产基础设施建设投入	0. 166***(0. 01)	0. 166***(0. 01)	-0. 001 (0. 969)
粮食种植劳动力投入	-0. 047 (0. 678)	-0. 048 (0. 674)	0.061***(0.006)
粮食种植机械投入	0. 024(0. 753)	0. 024 (0. 755)	-0. 05***(0. 000)
粮食种植化肥投入	-0. 197*(0. 088)	-0. 197*(0. 088)	0. 054**(0. 017)
粮食播种面积	1. 182*** (0. 000)	0. 185 (0. 471)	
区域因素	-0. 376***(0. 000)	-0. 377***(0. 000)	0. 038*(0. 056)
上期粮食产量	-0. 21 (0. 334)	-0. 211 (0. 332)	0. 064** (0. 038)
上期粮食种植面积			0.745***(0.000)

三是科技推广投入在促进粮食增产上呈现负相关性。主要表现在,科技推广投入对提高粮食单位面积产量作用不显著,对促进粮农扩大种植面积却呈现负相关性。出现这一现象的原因,笔者考虑包括三个方面。一是现阶段我国农业技术推广服务人员体系及服务对象年龄结构偏大,知识层次偏低,对新技术的采纳和掌握程度偏低,影响了农业技术推广效果。二是科技推广的投入在一定程度上提升了粮农现代化种植的意识,但又挤出了部分农业种植劳动力,促使农村劳动力向城镇转移,挤出效应大于科技成果带来的效益。三是县级层面科技推广投入主要是指用于技术推广上的人工工资等资金投入,不一定能真实反映粮食生产技术需求投入。

四是病虫害控制投入在促进粮食增产上呈现负相关性。主要是,现行政策下,病虫害控制投入更多为对受灾农户的补偿,或灾后投入。投入金额的增长表示该区域可能受到更大程度的旱涝或是虫灾等自然灾害影响,从而造成粮农减产,一定程度上会影响农民在来年的种粮积极性。

五是基础设施建设投入在促进粮食增产上呈现正相关性。基础设施建设投入虽然对提高粮食播种面积作用不显著,但能显著提高粮食单位面积产量,进而提升粮食总产量。这是基于完善的农田水利设施等有助于抵抗旱涝灾害对粮食生产的威胁,有助于降低粮食的减产风险,促进粮食稳产增产。同时,农业生产条件^[25]、农业机械化程度^[26]、农村交通基础设施^[27]等差异对农业现代化发展具有正向作用。

六是农户要素投入在促进粮食增产上效果不一。劳动力投入、化肥投入、上期粮食播种面积、上期粮食产量与粮食播种面积 之间具有正向激励作用;化肥投入与粮食产量之间为负相关性,说明江西省化肥使用量已经在临界点,过度使用化肥会造成土壤 结构的破坏、耕作层浅薄、团粒结构差、蓄水保肥能力差、不耐寒、不耐旱、病虫害发生频繁等问题,进而影响粮食产量;区域 影响因素对粮食产量、单位面积产量、粮食播种面积等都具有显著相关性。

五、结论与建议

(一) 结论

基于 2014—2019 年江西省县域面板数据,对其粮食生产、财政支粮投入空间分异特征和空间集聚特征进行分析的基础上,运用 FGLS 计量模型探究了财政支粮政策对粮食生产的影响因素。得出三点结论:

- 一是江西省62个粮食主产县在财政支粮投入、粮食产出上都具有显著的空间集聚效应,其集聚区主要分布在低一低集聚区; 在高一低分布、低一高分布集聚区规模和空间分布情况整体变化不大。
- 二是粮食生产重心和财政支粮投入重点都呈现出向东北方向转移的趋势。其中,鄱阳湖粮产区和赣抚平原粮产区的粮食生产增长速度超过其他地区,并对江西省粮食生产起到明显的拉动作用,财政投入呈现收缩集聚态势,并主要聚集在赣中到赣东北地区,也就是鄱阳湖粮产区和赣抚平原粮产区。
- 三是财政支粮政策增产效果有待进一步提高。研究结果表明,就江西省目前支粮形势看,仅基础设施建设投入在促进粮食增产上呈现正相关性;价格支持政策作用并不显著,病虫害控制、科技推广、直接挂钩补贴等政策投入对粮食生产可能存在负相关性,说明在资金投入金额、方向上仍有待完善。同时,财政政策对粮食种植劳动力、机械使用和化肥等要素投入的引导作用不够,不能很好地激励农户扩大粮食种植面积,在促进提高粮食单位面积产量上作用发挥不够。同时,同期及上期粮食种植面积对粮食增产都具有显著正向作用,说明政府部门要稳定粮食生产,首先需要稳定种植面积。

(二)建议

中国"十四五"规划指出,要以保障国家粮食安全为底线,健全农业支持保护制度。2022 年 6 月,习近平总书记在四川考察时提出,"粮食安全是'国之大者'","在粮食安全这个问题上不能有丝毫麻痹大意"。现今,新冠肺炎疫情持续,加剧了全球粮食危机爆发的可能,我国粮食供求不平衡的格局没有改变,结构性矛盾刚着手解决,总量不足问题又重新凸显,确保国家粮食安全,把中国人的饭碗牢牢端在自己手中的现实意义愈加凸显。因此提出如下建议。

- 一是抓重点,不断夯实粮食生产基础。要深入实施"藏粮于地、藏粮于技"战略,突出问题导向,加快构筑粮食稳产增产的基础支撑。要加大财政对农村基础设施建设的支持力度,补齐包括水、电、路、网等农业生产配套设施,垃圾清运等小型公益性生活设施,以及教育、卫生、养老服务、文化等农村基本公共服务在内的农村人居环境整治和基础设施建设短板,以优异的人居环境吸引更多有效人力资源留在农村,从事农业生产。要积极开展粮食生产薄弱环节机械化技术试验示范,着力解决水稻机插等瓶颈问题,加快丘陵山区农田宜机化改造,加快推进高标准农田建设,积极完善农田水利基础设施,改善农田灌排体系,提高防汛抗旱能力,保障种植用水需求。同时,探索转变资金投向,实现从灾后救助向灾前预警转变。
- 二是求实效,不断完善支持保护政策。加大财政资金对重点粮食生产区的倾斜,优先支持适宜该地域特征的主要粮食品种。继续完善落实产粮(油)大县奖励、耕地地力保护补贴等政策,着力保护和调动各地政府重农抓粮、农民务农种粮的积极性。特别是,要坚持以需求为导向,持续优化完善粮食生产支持保护政策。要适时加大农资储备,有效应对价格波动。要调整用好现行政策,充分激发农户种粮热情。要持续加大扶持力度,推动水稻全程机械化种植。同时,要以保障农户收益为根本,持续完善粮食收购支持保护政策。合理设置粮食(稻谷)最低保护价。当前保护价仍是较低水平的保护,没有体现农民实际种植投入、成本、灾害、收益,对农民种粮收益保护不够。建议国家层面要研究制定保护价实施办法,按照当年种粮投入、成本、灾害、合理收益等因素进行测算,动态更新,以真正实现政策效用,保障粮农收益。对粮食(稻谷)最低保护价收购预案进行修订完善。粮食最低保护价收购对农民种粮收益至关重要,也是最容易影响农民种粮积极性的因素,现行的预案往往造成农民等收购、要收购的情况。要重新修订粮食最低保护价预案,一是将收购时间进行提前,使得收购时间与收获期基本一致,做到即割即收。二是对启动

办法进行修订,实行到时自动启动,即到达法定时间,自动按照保护价启动收购。

三是优品质,着力凸显可持续发展理念。要树牢"安全"理念,即不断增强抵御各类灾害、保障粮食安全的能力。要适时开展集中育秧补贴,稳定粮食播种面积。建议国家层面恢复集中育秧补贴,支持和引导种粮户采取育秧方式,实现稳产增产。要实施种子购买补贴政策,保障水稻用种安全。建议实施种子购买补贴政策,可由地方政府统一采购分发,节约采购成本,推广优质品种,稳定粮食种植和产量提高。要完善粮食作物有关保险政策,提高农户抵御灾害的能力。建议要推动完善水稻保险政策,除核算承保企业一定比例的合理费用外,其他均应用于赔付,当年因轻灾有结余时,自动结转为赔付基金,用于下年赔付,承保企业不得挪作他用,更不得作为盈利,凸显水稻保险的政策性。同时,要用发展的眼光持续抓好粮食安全。

参考文献:

- [1] 罗重谱. 全球粮食安全形势与我国中长期粮食安全保障策略[J]. 经济纵横, 2021, (11).
- [2]张泽鑫, 史清华. 财政支农与粮食增产: 总量与结构分析[J]. 农业现代化研究, 2020, (2).
- [3]钟成林,巢文.广西财政支农与农民增收的关系分析[J].南方农业:园林花卉版,2013,(8).
- [4]高鸣,宋洪远,Michael Carter.补贴减少了粮食生产效率损失吗?——基于动态资产贫困理论的分析[J].管理世界, 2017, (9).
 - [5]鲍国良,姚蔚. 我国粮食补贴问题与对策——基于"险补结合"粮食补贴政策分析[J]. 江西财经大学学报,2022,(3).
 - [6]邹杰. 财政农业科技支出与粮食单产量动态关联[J]. 经济问题, 2015, (6).
 - [7] 蔡保忠,曾福生.农业基础设施投入对不同粮食作物产出的影响研究[J].农业现代化研究,2019,(4).
- [8] 闫晗,乔均.农业生产性服务业对粮食生产的影响——基于 2008—2017 年中国省级面板数据的实证研究[J].商业研究, 2020, (8).
- [9]闫晗,乔均,杜蓉.粮食最低收购价政策对粮食加工业综合技术效率的影响——基于三阶段 DEA 和 Tobit 模型的实证研究[J].商业研究,2021,(4).
- [10]李朝柱,章红霞,丁志超,冯娜娜. 最低收购价格下降对农户稻谷种植面积的影响——基于小农户和规模户比较的视角 [J]. 中国农业大学学报,2019, (12).
 - [11]张维刚,欧阳建勇.乡村振兴视阈下农业高质量发展的财政支持政策选择[J]. 江西社会科学, 2021, (2).
 - [12] 厉伟,姜玲,华坚.基于三阶段 DEA 模型的我国省际财政支农绩效分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2014,(1).
 - [13]李莹. 中国粮食安全财政政策的绩效测度及优化路径探究[J]. 经济视角, 2017, (6).
 - [14] 吴连翠, 谭俊美. 粮食补贴政策的作用路径及产量效应实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, (9).

- [15]刘旗,刘培培.粮食直接补贴的增产效应——基于河南省面板数据的分析[J].经济经纬,2013,(3).
- [16]赵和楠, 侯石安. 新中国 70 年粮食安全财政保障政策变迁与取向观察[J]. 改革, 2019, (11).
- [17]张凡凡,张启楠,李福夺,杨兴洪.粮食补贴政策对粮食生产的影响研究——基于 2004—2015 年粮食主产区的省级面板数据[J].经济研究导刊,2018,(22).
 - [18]李勇,蓝海涛. 中长期中国粮食安全财政成本及风险[J]. 中国农村经济,2007,(5).
 - [19]黄少安,郭冬梅,吴江.种粮直接补贴政策效应评估[J].中国农村经济,2019,(1).
 - [20] Reed W R, Ye HC. Which Panel Data Estimator Should i Use? Applied Economics, 2011, (8).
 - [21]王晨,王济民.预期利润、农业政策调整对中国农产品供给的影响[J].中国农村经济,2018,(6).
 - [22] 胡华. 粮食收购价格与农民收入关系研究[J]. 统计与决策, 2009, (22).
 - [23]尚旭东,朱守银.农地流转补贴政策效应分析——基于挤出效应、政府创租和目标偏离视角[J].中国农村观察,2017,(6).
 - [24]毛佳,朱述斌. 新中国成立以来粮食安全财政政策的演进及其当代启示[J]. 江西财经大学学报,2021,(4).
- [25]王刚毅. 推进供给侧结构性改革加快现代农业发展——中国农业技术经济学会 2017 年学术研讨会会议综述[J]. 农业技术经济, 2017, (9).
- [26] 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,(4).
- [27]伍骏骞,方师乐,李谷成.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).

注释:

1 如需 2014、2016、2019 年江西省 62 个县域财政支粮投入及粮食产量空间分布情况表及集聚类型分布表可联系作者。