

粮食增产的机会成本与补偿机制

金扬扬 朱 喜 盖庆恩 史清华*

摘 要: 增产不增收是粮食主产区面临的现实困境,如何合理补偿事关国家粮食安全。本文基于 2003—2016 年县级面板数据,使用长差分模型和工具变量法实证分析粮食生产对地区经济发展的影响,发现县域粮食产量每增加 1 万吨,人均 GDP 降低 0.59%,其主要原因在于为保障增产而实施的土地用途管制限制了企业进入和发展。据此测算,样本期间全国粮食增产的总成本约为 3 万亿元,其中 56.27% 尚未被转移支付覆盖,而以增产为标准的补偿机制可有效协调区域发展。

关键词: 粮食安全;区域发展;补偿机制

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2025.04.12

一、引 言

中国政府始终高度重视粮食安全问题,并将其作为实现经济发展、社会稳定和国家安全的基本战略。21 世纪以来,面对新的国际形势和经济发展要求,国家不断完善粮食安全战略的内涵,并围绕粮食流通、生产等领域进行了一系列改革。2004 年至今,中央连续发布 22 个“三农”一号文件,在此期间,中国采取并加强了包括耕地保护、农业补贴、农田水利投资等在内的一系列粮食生产支持政策^①,这些政策在保障粮食供给方面取得了巨大的成就。如图 1 所示,2004 年起,粮食总产量一改之前五年连续下滑的局面,实现了“二十连丰”,特别是 2015—2024 年,粮食产量连续 9 年稳定在 6.5 亿吨以上,粮食产量的长期稳定为解决粮食安全、促进中国经济发展提供了充分的保障。

但从区域视角来看,粮食产量增长在不同地区间存在巨大差异,粮食增产的贡献主要来自主产区。图 1 显示 13 个主产省粮食产量在总产量中的占比在 2004 年后逐步攀升,与总产量几乎同步增长。2003—2023 年,13 个主产省的粮食增产量占全国总增产量的约 92.4%,而在县级层面也呈现出相似的规律,粮食产能不断向重点县集中。^②

* 金扬扬、朱喜、盖庆恩、史清华,上海交通大学安泰经济与管理学院。通信作者及地址:盖庆恩,上海市徐汇区华山路 1954 号上海交通大学徐汇校区安泰经济与管理学院,200030;电话:021-62932838;E-mail: gaiqingen@sjtu.edu.cn。作者感谢王晓兵、穆月英、郭士祺、薛沁舒及首届北京大学农业与发展经济学中青年学术前沿研讨会、2025 清华三农论坛与会者和本刊匿名审稿专家的宝贵意见。本文受到国家自然科学基金(72073087、72073098、72173085、72273088、72473088、72442019)、国家社会科学基金(218-ZD077)及上海市“曙光计划”(22SG32)的资助。

① 附录 I 梳理了 2004 年后中央政府的粮食生产支持政策。限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

② 附录 I 给出了 2003—2016 年分区域(省、产销区和地理区域)的粮食增产情况,以及县层面粮食生产的分布变化。

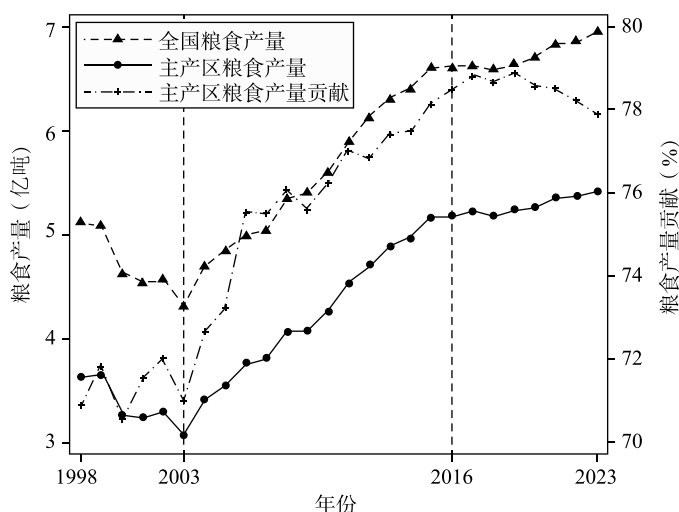


图1 粮食生产与主产区贡献

注：主产区包括黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、山东、江苏、河南、安徽、湖北、湖南、江西、四川等13个省(自治区)。

数据来源：CEIC中国经济数据库。

与主产区粮食产量不断增长形成鲜明对比的,是其经济发展的相对滞后,两者之间的矛盾日益突出。图2显示,2000年各县粮食产量与其人均GDP呈正相关关系,然而随着时间推移,二者逐渐呈现负向关系,粮食产量越高,人均GDP越低。这一问题已引起中央政府和社会各界的高度关注^①;2004年后,中央财政逐步建立起了农业补贴体系和对产粮大县的财政奖励机制,近年来还从产销区横向利益补偿、公共服务等方面探索完善对主产区的补偿和支持措施^②。但从结果来看,这些政策的实际落地和实施效果仍未达预期。如果这种局面长期持续,地方政府抓粮和农民种粮的积极性就会受到打击,对未来的粮食安全保障造成威胁,也对城乡融合和区域协调发展、共同富裕的实现构成阻碍。如何深入剖析进而破解这一难题?本文从机会成本视角出发,探索两个基础性问题:一是“影响多大”,即粮食增产的经济成本具体是多少?二是“怎样影响”,即粮食增产通过什么样的作用机制影响地方的经济增长?在此基础上,本文比较分析多种利益补偿机制,寻求降低区域发展不平等,尤其是缩小主产区与非主产区经济差距的最优方案。

综合考虑数据可得性和制度背景,本文选取2003—2016年这一全国产量持续增长的时段为样本期,基于丰富的代表性县域面板数据,使用长差分模型(long-difference model)和工具变量法,实证分析粮食生产对地方经济增长的中长期影响。研究发现,粮食生产的确带来了显著的经济代价:每增产1万吨粮食将会使县域人均实际GDP下降0.59%,这一结论在考虑内生性等问题后仍能保持稳健^③。机制分析表明,为增产而实施的土地用途管制降低了建设用地的总量和质量,并阻碍大企业进入和在位企业扩张:每增产1万吨粮食,会使县建设用地的面积下降0.50%、平均坡度上升0.90%,并使新企业

① 如马纪朝,“一年产粮够全国人吃7天,中国小麦第一县为何还是‘穷’”,第一财经, <https://www.yicai.com/news/100742587.html>,访问时间:2025年3月7日。

② 参见《中共中央 国务院关于进一步深化农村改革 扎实推进乡村全面振兴的意见》(2025年1月1日)。

③ 本文使用的长差分模型实际已控制县域固定效应,控制人口总量变化后本文结论仍然稳健,相应结果详见附录Ⅱ表Ⅱ3。

中大型企业占比下降 0.15%，在位企业就业减少 0.57%。由于大企业效率通常更高(周黎安和罗凯,2005;孙晓华和王昀,2014)，这显著降低了非农部门的生产效率。进一步估算发现,样本期全国粮食增产的机会成本约为 3 万亿元,其中尚未被转移支付覆盖的部分为 17 003.53 亿元,约合 1 272.75 元/人(均为 2000 年价格)。在此基础上,本文进一步讨论了不同类型的利益补偿机制设计,发现按照粮食增产对各县进行补偿,能够最大程度上降低整体的区域发展差距,并明显缩小高产县与低产县之间的收入不平等。

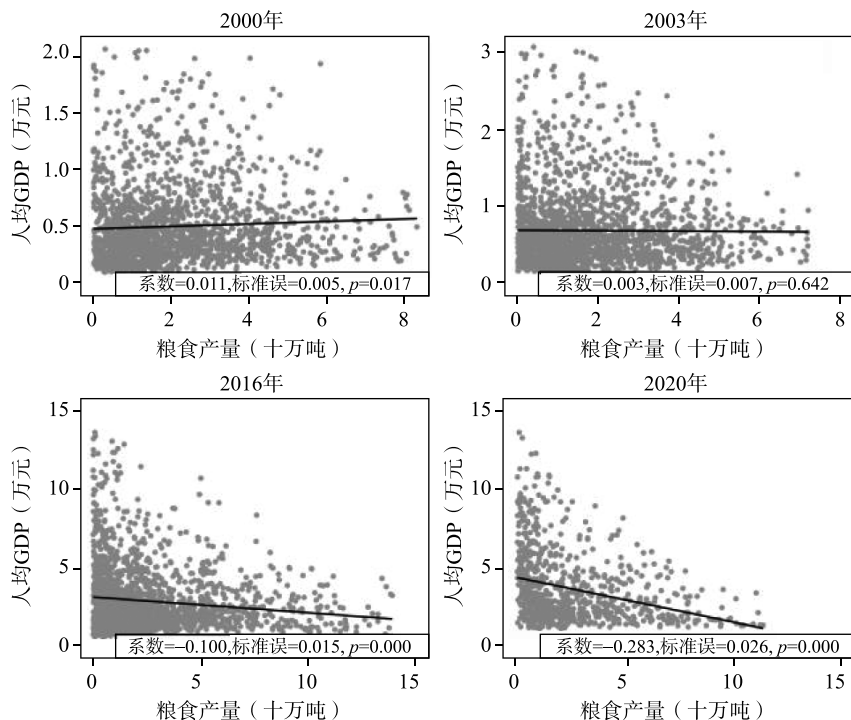


图 2 县域粮食产量与人均 GDP 的关系

注:回归线产生自以人均 GDP 为因变量、粮食产量为自变量的最小二乘估计,样本去除了双侧 1% 的极端值。回归系数、标准误和 p 值见图框内标注。

数据来源:《中国县域统计年鉴》。

本文对相关领域的贡献主要体现在三个方面。第一,本文从机会成本的角度定量评估了粮食的增产成本并探讨不同的补偿措施。关于主产区的利益补偿问题,现有文献多聚焦于对其理论基础和政策导向的质性或案例讨论(魏后凯和王业强,2012;戴化勇和陈金波,2021)。本文在已有研究的基础上构建实证分析框架,从机会成本的角度探讨主产区困境的具体程度和内在机理,并使用长差分模型和工具变量法解决内生性问题,可为相关政策设计提供有价值的参考。此外,本文拓展了对粮食支持政策的研究,以往多关注这类政策对粮食生产本身的影响(黄季焜等,2011;高鸣和魏佳朔,2022),本文进一步评估了其潜在的经济成本。

第二,本文丰富了土地规制的相关研究。研究发现,对耕地转换和占用实施的严格管制会减少建设用地的总量和质量,最终减少大企业进入,约束企业扩张,降低全要素生产率。Hsieh and Moretti(2019)基于美国的研究发现,对高产效率城市的住房供给约

束限制了人口流动,并减缓了经济增长。Yu(2024)发现耕地占补平衡政策一定程度上造成了地区和部门间的土地资源误配。陆铭等(2015)、赵扶扬和陈斌开(2021)、Fang et al.(2023)发现偏向中西部的土地开发指标配置推高了东部地区的房价,减少劳动力迁移并降低了集聚经济的潜在效率收益;张超等(2023)发现土地供应的收紧显著抑制了企业的生产规模,但增强了企业的创新活动;王之等(2024)发现过高的工业用地最低价阻碍了新企业的进入和在位企业的扩张,对本地经济产生负面影响。本文发现耕地保护带来的土地开发限制不仅减少了建设用地的供应总量,还可能因为选址和成片开发的限制而降低建设用地的质量,最终从新企业进入和在位企业成长两个边际带来非农部门的效率损失与发展滞后,进一步扩展了关于土地资源误配的相关研究。

第三,本文还丰富了区域协调发展和区际利益补偿的相关研究。以往有关区域发展的研究多集中于贫困地区、革命老区和民族地区等(孙久文等,2019)。此外,作为平衡区域利益的重要工具,有关区际利益补偿的研究多聚焦于生态保护补偿(李坦等,2022),对粮食主产区的关注有限。本文较为全面地分析了主产区经济发展问题,并探讨多种补偿设计,拓展了文献视角,可为其他区域问题研究提供参考。

二、研究设计

(一) 实证策略

本研究的核心挑战在于识别粮食增产对地方经济发展的因果效应。如前文所述,2004年后,粮食政策的重心从流通端转向生产端,中央政府有侧重地在不同地区分配粮食增长的任务,并建立起对应的政策措施和保障机制。由于政策影响可能是长期持久的,适合采用长差分模型分析。基于Autor et al.(2013)、Dix-Carneiro and Kovak(2017)、Criscuolo et al.(2019)等研究,本文建立如下回归方程:

$$y_{ic,t_1} - y_{ic,t_0} = \beta(Grain_{ic,t_1} - Grain_{ic,t_0}) + X'_{ic}\delta + \mu_c + \epsilon_{ic}, \quad (1)$$

其中,下标*i*、*c*分别代表县、地级市,*t*₁、*t*₀分别代表差分的末期和基期,分别设定为2016年和2003年,覆盖了2004—2015年这一全国粮食产量持续增长的阶段。在进一步分析中也将考虑不同末期的效应。被解释变量 $y_{ic,t_1} - y_{ic,t_0}$ 为县域结果变量 $y_{ic,t}$ 在*t*₀至*t*₁间的差分。本文中 $y_{ic,t}$ 主要为对数人均实际GDP,该指标被广泛地用于衡量地方经济发展状况(冯志轩等,2020)。解释变量 $Grain_{ic,t_1} - Grain_{ic,t_0}$ 为县域粮食产量在*t*₀至*t*₁间的变化量(单位为10万吨)。用增产衡量粮食生产的任务与压力,是由于中央政府的粮食安全目标定位于不断发展粮食生产能力、实现增产,而主产区正是增产的核心贡献者(附图A1)。而使用总增产而非人均增产,主要是从实际的政策关注出发:中央政府为了保证粮食安全会先确保一个总产量目标,然后以地域(行政区域)整体为对象将产量目标分配下达,而非按人口数量分配。因此,不论政策标的还是考核监督都主要关注地区总产量。例如,2004年原农业部(现农业农村部)下达《关于恢复发展粮食生产的意见》,明确当年粮食总产量不低于9100亿斤,并划定了各省2004年粮食生产的产量目标;2015年国务院发布的粮食安全省长责任制考核办法中,将粮食总产量作为衡量生产能力的重要

指标之一,但并未考虑人均产量^①。进一步,本文采用产量水平值而非对数的原因在于:①各级政府通常以提高粮食实际产量而非增长率作为目标;②增产多的县通常也是期初产量高的县(附图 A2),其增长率反而不高,因而使用对数差(即增长率)无法准确反映各县在粮食生产上所面临的压力。 X_{ic} 为基期特征变量,以减轻遗漏变量偏误,考虑到经济增长趋势往往与期初发展水平相关,本文主要控制基期的县对数人均 GDP,此外也考虑了气候、产业结构等因素; μ_c 为地级固定效应,控制后将识别定位于区位、自然地理和政策环境较为相似的同一地级行政区内的县之间; ϵ_{ic} 为随机扰动项。

从实际来看,各地粮食产量的变化可能并非外生。例如,为了兼顾辖区的经济发展,将粮食任务更多地分配给经济发展前景不好的地区(王林辉等,2020);或出于平衡区域间发展水平的考虑,对较发达地区的粮食生产施加更多关注(He et al., 2020)。对于潜在的内生性问题,本文构建了一个 Bartik 工具变量,该工具变量将全国层面各主要粮食作物的产量变化完全依照各地生产该作物的自然禀赋分配到县层面,排除了上级政府在分配产粮任务时不可观测的经济考量。具体构造如下:

$$\Delta Grain_{it}^{sim} = \sum_g \Delta Grain_{igt}^{sim} = \sum_g s_{ig} \Delta Grain_{gt} = \sum_g \frac{PotProd_{ig}}{PotProd_g} \Delta Grain_{gt},$$

其中,下标 i 、 g 、 t 分别代表县域、粮食作物种类和年份, $PotProd$ 代表潜在总产出。粮食作物包括稻谷、小麦、玉米、谷子、高粱和大豆。该工具变量的构建思路是将 t 年全国层面作物 g 的相对基期(2003 年)的产量变化 $\Delta Grain_{gt}$,按照一定的份额 s_{ig} 分解到县层面,得到县域 g 作物的模拟产量变化 $\Delta Grain_{igt}^{sim}$,再将所有作物加总起来获得粮食总产量的模拟变化 $\Delta Grain_{it}^{sim}$ 。其中,分解份额 s_{ig} 取决于各县 g 作物潜在可达总产出 $PotProd_{ig}$ 在全国 g 作物潜在可达总产出 $PotProd_g$ 中所占比例。潜在可达总产出 $PotProd_{ig}$ 可由潜在可达单产乘以潜在种植面积计算。对于潜在可达单产,本文基于联合国粮食及农业组织(Food and Agriculture Organization of the United Nations, FAO)和国际应用系统分析研究所(International Institute for Applied Systems Analysis, IIASA)提供的全球农业生态区数据(Global Agro-Ecological Zones, GAEZ)计算,该数据以 5 弧分的分辨率(约合赤道附近 $9\text{km} \times 9\text{km}$)提供了全球超过 50 种作物的平均潜在可达单产(Adamopoulos and Restuccia, 2022)。对于潜在种植面积,为了尽可能还原各县由地形、土壤适宜度等决定的真实农业土地禀赋,排除大规模土地开发的影响,本文基于 1990 年各县的耕地面积,结合同年省层面各作物种植面积与耕地面积的比值^②,估算了县层面各作物的潜在种植面积。最后,将估算的县域各作物潜在总产出 $PotProd_{ig}$ 在全国层面加总得到 $PotProd_g$,再相除即可求出每个县每种作物潜在总产出所占比例 s_{ig} 。

$\Delta Grain_{it}^{sim}$ 能够满足工具变量相关性和排他性要求:对于相关性,工具变量反映县域粮食生产自然禀赋,应当是上级政府分配生产任务时着重考虑的标准,相关检验均能排除弱工具变量问题(附图 A3、下文表 1 Panel A 中 K-P Wald F 统计值、Panel B 中第一阶段回归估计);对于排他性,GAEZ 潜在可达单产计算时排除了各地设施投入条件差异,

① 《国务院办公厅关于印发粮食安全省长责任制考核办法的通知》(国办发[2015]80 号)。

② 这样做也可排除县层面受到经济因素影响的农业土地利用强度和配置结构的差异。

种植面积由1990年的耕地面积和种植指数估算而得,与2003后经济发展的关联较弱。本文也依照Goldsmith-Pinkham et al.(2020)对工具变量排他性假设进行检验(附录Ⅲ),结论显示能够满足相关要求。最后,虽然工具变量捕捉的是顺应自然禀赋的粮食产量增长,一些证据表明适宜生产的地区似乎不合比例地过多承担了增产任务,意味着本文的估计结果能在一定程度上反映与粮食生产力不匹配的那部分产粮任务的影响^①。

(二) 变量设定和数据处理

1. 县域经济表现

县域的经济社会统计数据来自《中国县域统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《全国地市县财政统计资料》等,核心被解释变量为对数县域实际人均GDP,其被广泛用于衡量经济发展的研究(冯志轩等,2020)。

2. 核心解释变量和控制变量

核心解释变量县域粮食产量(差分)来自《中国县域统计年鉴》,统计口径包括谷物(稻谷、小麦、玉米、谷子、高粱和其他谷类)、豆类(大豆、绿豆、红小豆)和薯类(马铃薯、甘薯)。核心控制变量为县基期对数人均GDP,此外还考虑产业结构(期初第一、第二产业GDP占比),以及气候(基期年度降雨量、年平均温度)等,数据来自全球地表逐日摘要(Global Surface Summary of the Day, GSOD)数据库。

3. 土地配置

数据来自中国土地覆盖数据库(China Land Cover Dataset, CLCD),该数据库提供了1990年以来30m²分辨率的中国逐年土地分类利用情况,具有良好的准确率表现(Yang and Huang, 2021)。核心指标是县域的建设用地(不透水地面)面积,此外还计算了各县相对基期^②新产生的建设用地和被转换为其他用途的耕地面积。

4. 企业表现

主要数据来源:①中国工商企业注册数据库,该数据库提供1959年以来超过1.7亿条登记注册信息,涵盖成立时间、注册资本、行业类型等信息,本文基于此计算新注册企业的数量和结构;②规模以上工业企业普查数据库(2003—2013年),参考Brandt et al.(2012)处理,基于此计算各县工业企业的平均就业规模,以及按照Olley and Pakes(1996)方法计算全要素生产率。

主要变量的描述性统计见附表A2。

三、粮食生产的经济成本:实证分析

(一) 基准结果

表1首先检验粮食生产对经济发展的影响。列(1)显示,粮食产量每增加10万吨,人均实际GDP将会显著减少约3.2%。为进一步去除遗漏因素,列(2)—(6)增加了一系

① 附表A1发现以自然禀赋分配的增产每增加1吨,实际增产增加约1.2吨。

② 基期值根据1998年至2003年的相应变化计算,反映政策转折前的情况。

列控制变量。首先,列(2)控制了各县期初对数人均实际 GDP($\ln GDP_pc$),排除原本经济水平对发展趋势的影响,并得出了更大的负面效应:每 10 万吨粮食增产将会使人均实际 GDP 减少约 5.9%。由于期初不发达的地区通常增长更快,这说明增产和期初经济发展水平负相关,也即粮食生产任务在依照自然禀赋的标准之外,被更多地分配给了原本经济相对不太发达的地区。其次,列(3)—(4)进一步控制了各县期初年均温度($\ln Tempr$)和年总降水($\ln Rainfall$),以排除气候条件本身对经济发展的影响(王春超和林芊芊,2021),系数变化较为微弱。最后,列(5)—(6)增加了基期第一、第二产业 GDP 占比($Share_PriGDP$ 和 $Share_SecGDP$)作为控制变量以排除原本经济结构导致的发展趋势差异,结果基本不变。可以看出,在控制本地期初经济水平的前提下,其他潜在遗漏因素对估计的影响较小,因此,本文以列(2)的模型设定作为基准。

表 1 粮食增产与县域经济发展:基准回归

Panel A: 第二阶段回归	被解释变量: $\Delta \ln GDP_pc_{it}$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta Grain_{it}$	-0.032** (0.015)	-0.059*** (0.013)	-0.063*** (0.013)	-0.064*** (0.013)	-0.057*** (0.012)	-0.056*** (0.012)
$\ln GDP_pc_{i, 2003}$		-0.305*** (0.024)	-0.304*** (0.025)	-0.309*** (0.025)	-0.347*** (0.033)	-0.359*** (0.034)
$\ln Tempr_{i, 2003}$			0.119 (0.084)	0.118 (0.087)	0.109 (0.083)	0.105 (0.082)
$\ln Rainfall_{i, 2003}$				-0.144** (0.073)	-0.160** (0.071)	-0.167** (0.071)
$Share_PriGDP_{i, 2003}$					-0.252** (0.101)	-0.191 (0.121)
$Share_SecGDP_{i, 2003}$						0.120 (0.124)
地级市固定效应	是	是	是	是	是	是
K-P Wald F	62.733	62.566	67.069	67.265	61.856	61.440
观测值	1 789	1 789	1 781	1 781	1 778	1 776
Panel B: 第一阶段回归						
$\Delta Grain_{it}^{sim}$	1.281*** (0.162)	1.247*** (0.158)	1.215*** (0.148)	1.220*** (0.149)	1.212*** (0.154)	1.210*** (0.154)
R ²	0.767	0.770	0.780	0.782	0.782	0.782

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 括号中为聚类到地级市层面的稳健标准误,下同。

在所有设定下,2SLS 第一阶段估计系数均在 1%的水平上显著,K-P Wald F 统计量都指出可排除弱工具变量问题。在排他性假设方面,本文根据 Goldsmith-Pinkham et al. (2020)进行相关检验,篇幅所限将详细内容展示在附录Ⅲ。综上,可以认为工具变量具有良好的相关性和排他性。

表 2 分别考察了粮食增产对三次产业部门人均 GDP 的影响,发现整体的负向效应主要来自非农部门,尤其是工业部门。服务业部门受到的负面影响相对较小,且不显著。

而第一产业(农业)部门的人均产出几乎不受影响。此外,本文还从产区和地理区域的角度考察粮食生产对本地经济影响的异质性,发现增产的经济成本只对主产区省份的县显著,且在东部、东北、中部和西部地区依次递减,结果见附录IV。

表2 粮食增产与县域经济发展:分部门影响

部门类型	被解释变量:分部门的 $\Delta \ln GDP_{pc}$			
	农业	非农	工业	服务业
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta Grain_{it}$	0.000 (0.018)	-0.047*** (0.014)	-0.052*** (0.019)	-0.015 (0.023)
控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
K-P Wald F	60.466	60.455	60.455	60.455
观测值	1 776	1 774	1 774	1 774

注:表中展示2SLS第二阶段估计结果,下同。

此外,本文还从多方面进行稳健性检验,受篇幅限制,详细内容展示在附录II。第一,改变回归设定,包括使用多年份平均情况作为差分基期末期、使用固定效应面板模型和双重差分模型等;第二,安慰剂检验和控制滞后项,前者排除经济发展对粮食增产的逆向因果效应,后者排除原有发展趋势差异的干扰;第三,采用其他衡量经济发展和粮食生产的指标,包括总量GDP、夜间灯光强度、人口密度、农作物播种面积等;第四,使用倾向得分匹配法筛选样本并重新估计,缩小高产与低产县的可见差异;第五,排除粮食增产以外的解释经济滞后的假说,包括贸易开放、其他农产品生产、文化和非正式制度、区位特征等。本文的主要结论保持稳健。

(二) 各年份累积效应

为了探究粮食增产的经济影响在不同时期如何变化,本文以2003年为基期,分别以1998—2016逐年为末期重新估计式(1),并将结果展示在图3。

可以看出,第一,在2003年前后发生了明显的模式变化:2003年之前,粮食产量增长并未带来显著的经济影响,而只有在2003年之后,粮食增产才产生了显著的经济代价。这与本文所围绕的2004年粮食体制改革、中央政府开始格外关注发展粮食生产能力,并加强对地方政府的考核监督的政策转变一致:在此之前,各地粮食增产可能是依照比较优势自由选择的结果,不一定意味着经济损失,而在改革后,增产更多地体现了政策压力下资源配置的约束或扭曲,产生了机会成本。这从侧面佐证了本文的研究设计。第二,2004年后单位增产的成本先增加、后减少,这可能是由于短期内地方政府用来缓冲负向影响的政策余地较小,或其调整手段(如土地出让)不能立即产生效果,带来不断加深的效应(赵扶扬等,2021);而在长期,增产的负面影响可能逐步被新技术采纳、土地配置优化等适应性政策所抵消和缓解,单位增产成本下降并趋于稳定。

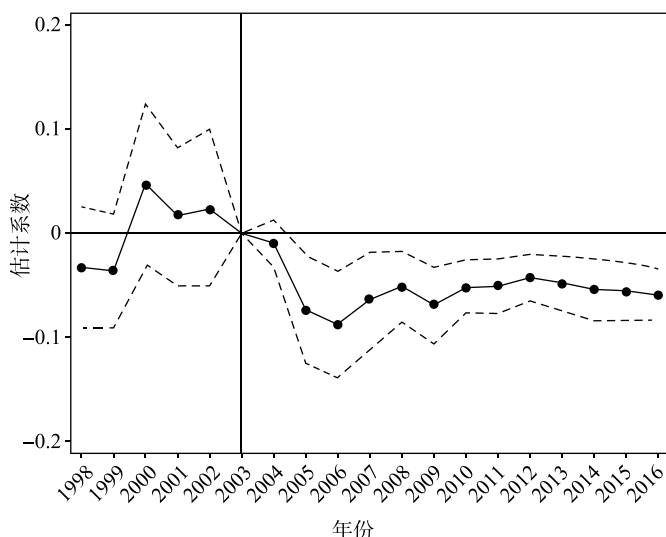


图 3 粮食增产对经济发展的各年份累积影响

注:各点代表以 2003 年为差分基期、横坐标对应年份为末期 t_1 , 对式(1)进行 2SLS 估计得到的系数 β 。被解释变量为对数人均 GDP。虚线框定的范围为 95%置信区间。

四、机制分析

为探究粮食增产的经济影响的内在机理,本文从要素配置的视角深入探讨。为提高粮食产出,需将更多生产要素投入粮食部门,而这些要素可能在其他部门有更高的边际收益,因此带来一定机会成本。表 3 采用式(1),分别对土地、政府支出和劳动力配置的变化进行检验,此外,为了更好地捕捉内在动因,附图 A4 至附图 A6 也展示了相应的累积效应估计。^① 总体来说,本文发现土地配置变化影响非农企业生产效率,是产生机会成本的核心渠道。

(一) 土地配置与企业表现

足量耕地是保障粮食产量的必要条件,政府对耕地进行严格保护以促进粮食生产,而相较其他地区,主产区往往面临更强的耕地保护限制。首先,粮食生产需占用耕地,减少了可用于非农建设的土地总量;其次,主产区的地理特质使其更容易受限制,如耕地占补平衡使得耕地存量越高的地区土地开发的成本越高,基本农田保护区使耕地质量更高的县非农土地开发的范围更小^②;最后,上级政府分配耕地和基本农田保护指标时,也倾向于给主产区更重的任务。因此,主产区的土地配置受到了更强的政策约束:一方面,可用于非农建设的土地总量减少;另一方面,由于粮食生产占用、永久基本农田划定,土地开发可选择的空间范围缩减。在中国,地方政府长期依赖土地的开发和出让来推进就业和经济增长(张莉等,2011;雷潇雨和龚六堂,2014),土地配置约束可能会阻碍企业

① 即以 2003 年作差分基期、2004—2016 年逐年作差分末期,对式(1)分别进行估计的结果。

② 见《中华人民共和国土地管理法》(1998)、《基本农田保护条例》(1998)。

的进入以及在位企业的成长,最终影响经济增长(王之等,2024)。^① 本节首先检验粮食生产任务对土地配置的影响,然后检验其对企业行为的影响。

1. 土地配置变化

(1) 部门配置:表 3 显示增产减少了建设用地面积,附图 A4(a)显示这一效应在改革后便立即出现。进一步分析土地类型的转换,发现增产显著减少了新开发的建设用地面积,也减少了被转换到其他用途的耕地面积,说明建设用地的减少正是耕地保护限制开发的结果。

(2) 空间配置:由于涉及基本农田的土地开发被禁止或限制,地方政府布局建设用地的空间范围缩减,新增地块可能更多配置在地理、交通条件相对不利的位置,降低了非农地块的质量。为了提供相关证据,本文结合中国 30 米坡度数据(ASTER DEMv3)^②和 CLCD 土地利用数据计算了县域建设用地的平均坡度,发现增产约束显著提高了建设用地的平均坡度。坡度越高,往往意味着地块更难进行配套建设,质量更差。综上,这些证据指出,粮食生产责任不仅减少了非农部门的土地总量,也降低了非农建设用地的整体质量。

表 3 粮食增产与县域经济发展:机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 土地配置				
	建设用地面积	新增建设用地	被转换的耕地	建设用地平均坡度
$\Delta Grain_{it}$	-0.050*** (0.010)	-0.085*** (0.023)	-0.058** (0.023)	0.090* (0.047)
K-P Wald F	67.508	66.994	67.539	67.507
观测值	1 943	1 893	2 004	1 939
Panel B: 企业表现				
	新注册企业数量	新注册企业中 大企业占比	在位工业企业 平均就业人数	工业企业平均 全要素生产率
$\Delta Grain_{it}$	0.011 (0.024)	-0.015*** (0.006)	-0.057*** (0.020)	-0.068* (0.041)
K-P Wald F	65.323	61.338	76.235	77.390
观测值	1 856	1 833	1 582	1 618
Panel C: 财政资源与公共支出				
	一般性转移支付 收入	专项转移支付 收入	公共预算支出	农业相关 公共支出
$\Delta Grain_{it}$	0.018 (0.069)	0.163*** (0.042)	0.019 (0.014)	0.107*** (0.037)

① 由于土地出让收入是地方政府的重要财政来源,耕地保护可能会减少地方政府与土地出让有关的收入,进一步削减其基础设施投资的能力,影响经济增长。但我们并未发现这一渠道的显著证据(附录 V)。

② 数据来源:国家地球系统科学数据中心(<http://www.geodata.cn>)。

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)
K-P Wald F	33.873	43.766	43.807	47.426
观测值	1 408	1 641	1 642	1 670
控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是

2. 新企业进入和在位企业成长

(1) 新进入企业。如前文所述,建设用地的总量减少和质量下降,可能会对新企业进入产生不利影响^①,体现在两方面:①新企业数量可能会直接下降,但表 3 和附图 A5(a)指出新注册企业的数量并未受到显著影响;②土地规模减少、质量下降,更难吸引偏好成片土地、对基础设施要求高的大型企业,结果发现新进入企业中较大规模企业(注册资本超过 1 000 万元)占比显著下降。这意味着土地配置变化影响了进入企业的规模结构,而非简单降低数量。

(2) 在位企业成长。除了新企业外,建设用地供应收紧还可能抬高在位企业的获地成本,进一步影响其成长和扩张。表 3 和附图 A5(c)指出,2003 年以前就已成立的工业企业的平均就业人数显著下降,证实了假设。

由于大企业进入减少和在位企业扩张受阻,增产约束显著降低了县域企业的整体规模,考虑到小企业的生产效率通常更低(周黎安和罗凯,2005;孙晓华和王昀,2014),县域企业的整体效率也会下降。表 3 和附图 A5(d)中的估计结果显示工业企业全要素生产率显著下降。这些证据指出,增产影响了土地配置、降低了企业规模和效率,进而影响经济发展。

(二) 财政资源和公共投资

作为支持粮食生产的重要措施,2004 年后政府实施了一系列推进农田水利建设、补贴农户的项目,均有中央财政的一定支持,但也需地方财政相应资金配套。如果上级财政支持力度不够,农业部门支出的增加可能会挤出对非农部门的投资建设,进而对经济增长产生不利影响。对此,表 3 和附图 A6 首先检验增产任务对转移性支付财政收入的影响,以衡量上级财政的支持力度,发现一般性转移支付收入在初期短暂提高,但随着时间推移,专项转移支付收入显著增加,说明上级政府主要通过专项拨款有针对性地支持粮食生产。其次,表 3 和附图 A6(c)和附图 A6(d)检验了粮食生产对县级政府农业相关支出的影响,以衡量其财政负担。估计显示,总支出几乎没有变化,但农业支出显著增加,说明粮食责任的确改变了地方公共支出的结构。然而,支出结构改变的影响可能是较为有限的,随着专项转移支付的不断增加,农业支出带来的财政压力会逐步减缓。

① 新企业获地的另一种方式是利用闲置的国有建设用地,然而实际中建设用地被弃置的情况比较普遍(王宏新等,2017),政府收回土地也涉及权属纠纷和更高的拆迁成本。在地方政府为争夺企业而竞相压低地价、提供优惠条件的前提下,企业用地的需求弹性可能相对较高,土地价格的抬升更有可能会直接减少企业进入,而不是促使企业寻求成本更高的替代方案。

(三) 劳动力配置与就业结构

粮食生产需要一定的劳动投入,虽然地方政府无法直接改变农户劳动决策,但仍有可能通过农业补贴(黄少安等,2019)等间接改变劳动力在部门间的配置。受数据所限,本节采用2000年、2010年人口普查分县统计数据,检验粮食生产责任对就业结构的影响(附表A3)。总体来看,粮食增产对劳动力配置没有显著影响,可以排除这一渠道。

五、成本评估与补偿机制设计

本部分,我们将根据实证结果估算全国粮食增产的总经济成本,并讨论多种补偿机制。经过估算,2003—2016年间全国粮食增产的经济代价约为30 215.26亿元,其中56.27%还未被同期相关转移支付覆盖,基于粮食增产补偿能有效地降低区域收入差距。

(一) 粮食增产的经济代价

表1列(1)指出2003—2016年县域粮食每增产10万吨,本地人均GDP下降约 $\hat{\beta} \times 100\%$,将这一百分比变化结合各县同期增产、人均GDP和人口,可得各县增产成本的估计 $\widehat{Cost}_i^G = \hat{\beta} \cdot \Delta Grain_i \cdot GDP_pc_i \cdot Pop_i$ 。进一步加总可得全国层面估计。由于农业补贴等转移支付补偿已计入GDP,当前计算的是还未被相关转移支付补偿所覆盖的机会成本。真实总成本 $\widehat{Cost}$ 为转移支付和目前未被补偿成本 $\widehat{Cost}^G$ 之和,本文对后两项分别估算:

$$|\widehat{Cost}| = |\widehat{Cost}^G| + |Transfer|.$$

1. 未被覆盖的机会成本 $\widehat{Cost}^G$

选取 $\hat{\beta}$ 为基准估计-0.059,但也采用产销区异质性系数(见附录IV)作为补充,结果见表4,负值代表因增产承担损失。样本县增产的未覆盖成本约为9 745.22亿元,约合1 100.83元/人(2000年价格,下同)。限于数据可得性,上述估算并非基于全部县级行政区样本,可能因缺失产生偏误。为此,表4列(4)换用省级行政区的相应数据估算^①,得到增产总成本约为17 003.53亿元(1 272.75元/人),相当于2016年全国GDP^②的3.31%。需要指出的是,省级数据估算结果并不等于无缺失县样本的计算,并倾向于高估^③。

2. 已发放的补偿 $Transfer$

中央政府以协调主产区利益、促进粮食生产为目的发放的转移支付(见附录I)主

① 首先结合各省粮食产量变化、 $\hat{\beta}$ 以及省层面县均人均GDP和县均平均人口得到各省总成本,再加总得到全国总成本。然后以各省总成本除以该省总人口得人均成本,最后用各省人口作权重得全国的人均成本。

② 2016年全国生产总值为当年价743 585亿元,折算到2000年价格约为514 288亿元。

③ 当以省级数据近似时,暗含假设是省内每个县的人均GDP和人口水平相同。例如,P省的总成本实际上应该是其中所有县的成本的加总: $\sum_{i \in P} \hat{\beta} \cdot \Delta Grain_i \cdot GDP_pc_i \cdot Pop_i$,为了能够利用省级数据估算,我们需要将 GDP_pc_i 和 Pop_i 替换为省层面的均值,即假设各县人均GDP和人口都等于均值,尽管这是偏离实际情况的。用省级数据估算的偏误为 $\hat{\beta} \sum_{i \in P} \Delta Grain_i \cdot (\overline{GDP_pc} \cdot \overline{Pop} - GDP_pc_i \cdot Pop_i)$ 。当GDP总量更低的县倾向于多增产粮食时,偏误为正,基于省样本的计算会高估总成本。

要为：①面向产粮大县的财政奖励；②农业补贴。作者整理了 2003—2016 年这些转移支付每年数目(附表 A4)并按价格指数折价到 2000 年,得到已发放转移支付总额约为 13 215.05 亿元。

3. 真实总成本 $\widehat{Cost}$

将未覆盖成本与已发放转移支付的绝对值加总,得出 2003—2016 年粮食增产的真实总成本应该在 30 218.58 亿元左右,其中未被覆盖的部分占 56.27%,意味着现行转移支付未能做到足够补偿。

表 4 粮食增产的经济机会成本估算

	未被覆盖的成本				已实现的转移支付		真实总成本
	平均值	中位数	总和	省样本估算	数额	占比(%)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Panel A:按基准估计							
总量(亿元)	-5.21	-0.76	-9 745.22	-17 003.53	13 215.05	43.73	-30 218.58
人均(元/人)	-1 100.83	-426.01	—	-1 272.75	989.18	43.73	-2 261.93
Panel B:分产销区异质性							
总量(亿元)	-5.79	-0.68	-10 821.06	-23 356.76	13 215.05	36.13	-36 571.81
人均(元/人)	-1 222.36	-436.44	—	-1 748.31	989.18	36.13	-2 737.48

注:人均 GDP 的平均值、中位数均以各县 2003 年—2016 年间的平均人口数(以 2003 年、2016 年人口数的算术平均表示)加权。列(7)的真实总成本为以省样本估算的未被覆盖成本与已实现的转移支付之和。

值得注意的是,此结论实际是在 2003—2016 年所有地区粮食产量不变的反事实情况下的 GDP 与 2016 年实际 GDP 的差值,而反事实 GDP 由表 1 列(1)的估计粗略推算,忽略了此情形下潜在的一般均衡效应,具体可能有两个方面:一方面,由于粮食产量总体下降,粮食价格上升,居民生活成本增加,抬高了企业雇用劳动力的成本,对所有地区的产出都可能产生负面影响;另一方面,在产量不变的情形下,主产区和非主产区可能未充分地依照比较优势进行专业化分工,在非农部门有效率优势的地区可能相对过量地生产了粮食,产生了效率损失并降低总产出。这些效应在当前的框架中未能得到考虑,可能会使得真实的无增产情形下实际 GDP 低于本文直接依照估计系数推算的水平。因此,本文很有可能高估了全国增产的总经济成本。总结来说,本文希望能够通过简单估算指出增产成本的重要性,但具体结果只能作为一个粗略的参考基准,更加全面的分析我们留待未来研究深入探讨。

(二) 补偿机制与协调发展

表 5 探讨不同补偿方式在降低区域发展差距上的效果,具体衡量为:①所有县域人均 GDP 的基尼系数;②以增产中位数分组,高产县和低产县的人均 GDP 之比。所考虑的补偿是按一定标准,将与未覆盖成本 $\widehat{Cost}^G$ 相同^①的补偿资金在县域间分配并于 2016

① 由于补偿机制的模拟依赖县级数据,本部分基于县样本分析,对应未被覆盖总成本约为 9 745.22 元。

年底一次性足额发放,主要有三种标准^①:按人口、按粮食增产、按耕地存量,并假设全国标准统一。本文同时还讨论了产销区按不同标准补偿的效果(附表 A5)。综合来看,按增产补偿能更有效地降低地区间的收入差距。

表5 利益补偿机制的比较

	补偿标准	基尼系数		人均 GDP 之比(高产县：低产县)	
		2016 年事实	一次性补偿后	2016 年事实	一次性补偿后
		(1)	(2)	(3)	(4)
按人口平分(元/人)	1 079.88	0.365	0.352	0.726	0.734
按粮食增产(元/吨)	5 134.58	0.365	0.351	0.726	0.781
按耕地存量(元/亩)	403.44	0.365	0.352	0.726	0.755

注:基于县样本计算,基尼系数以各县 2016 年的人口作为权重。

1. 按人口平均分配

将补偿总额按照人口平均发放,人均补偿额度应为 1 079.88 元/人^②,补偿后县域整体经济不平等有了较为明显的缓解,但高产县和低产县之间的收入差距缩小有限。

2. 按粮食增产补偿

按样本期县域粮食增产分配总补偿额度,若增产获得转移支付,若减产需上缴金额,用于对其他地区的补偿,计算得到每吨粮食对应 5 134.58 元^③。结果显示,按粮食生产补偿不仅能够有效地降低整体的区域不平等,将基尼系数下降到 0.351,还能够将高产县与低产县的人均 GDP 之比从 0.726 提高到 0.781。

3. 按耕地存量补偿

耕地是粮食生产的重要投入。按照耕地存量分配补偿资金,每亩耕地对应补偿约为 403.44 元^④,这种方式能有效降低整体的区域不平等以及高产县和低产县的发展差距,但效果弱于按增产补偿。

六、政策含义与研究展望

缓解粮食主产区经济发展困境需要健全主产区利益补偿机制,这是保障国家粮食安全的重要内容。在资源约束趋紧、气候变化升级、国际形势错综复杂的多重因素下,保障国家粮食安全面临更严峻的挑战。为更好地在保障粮食安全的前提下推进城乡融合和区域协调发展,未来需要在政策上进行更有力的支持:

第一,加大粮食主产区支持政策力度,推动中央统筹下的粮食产销区省际横向利益补偿机制,协同促进主产区的粮食生产和经济社会发展。分析表明,主产区为保障粮食

① 首先计算每单位(人、粮食(吨)、耕地(亩))对应补偿,然后以各县总量(总人口、粮食增产、耕地面积)计算其补偿总额,并计算补偿后的反事实人均 GDP,用于衡量反事实下的区域收入差距,并与 2016 年真实情况对比。

② 将补偿总额按样本县 2016 年的总人口平分。各县获得补偿总额取决于其人口规模。

③ 将补偿总额按样本县粮食总增产平均。

④ 将补偿总额按样本县 2016 年耕地存量平分。

供给付出了经济代价,且当前补偿力度不足以覆盖其损失。应加大对主产区的转移支付力度,在保障粮食供应的前提下,推进能够减缓其发展滞后的补偿方案,并探索从公共服务、产销协同等途径多措并举,综合考虑短期和长期的发展需求。

第二,促进农业基础设施和科技进步,加快农业现代化步伐,建设农业强国。分析表明,增产成本背后主要是土地用途管制带来的效率损失。严格耕地保护、稳定种植面积是保障粮食安全的重要政策支撑,这是由中国土地资源稀缺和农业生产效率低下的现状共同决定的。但面对未来资源刚性约束和气候变化的挑战,中国的农业尤其是粮食产业必须加快转变发展方式,筑牢农业科技支撑,构建科学高效的粮食供给体系,在提高农业效率的同时加快农业转移人口的市民化,促进城乡融合发展。

第三,践行大食物观,构建多元化食物供给体系,同时推动形成全链条粮食和食物节约长效机制,减轻粮食主产区的生产压力。分析表明,粮食主产区是粮食增产的主要贡献者和成本的主要承担方,根据比较优势,主销区可能难以通过大规模粮食增产的方式分摊成本。因此,在做好粮食主产区增产工作的同时,必须树立大农业观、大食物观,构建多元化食物供给体系,主销区可以引导家庭和餐饮业减少食品浪费,倡导营养均衡、科学适量的健康饮食习惯,减轻主产区负担,共同承担起粮食安全的责任。

限于数据可得性等客观因素,本文基于简约式(reduced-form)的实证研究估计了粮食增产的机会成本。考虑到现实问题的复杂性,上述估计可理解为粮食增产政策的平均成本。未来的工作可以考虑结构分析框架。例如,立足中国县域国情,综合土地制度、国内外贸易、劳动力流动等视角,构建更细致的空间一般均衡模型,量化研究粮食政策的综合效应,探索补偿制度的最优设计和改进方向。

参 考 文 献

- [1] Adamopoulos, T., and D. Restuccia, "Geography and Agricultural Productivity: Cross-Country Evidence from Micro Plot-Level Data", *Review of Economic Studies*, 2022, 89(4), 1629-1653.
- [2] Autor, D. H., D. Dorn, and G. H. Hanson, "The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States", *American Economic Review*, 2013, 103(6), 2121-2168.
- [3] Brandt, L., J. van Biesebroeck, and Y. Zhang, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2), 339-351.
- [4] Criscuolo, C., R. Martin, H. G. Overman, and J. van Reenen, "Some Causal Effects of an Industrial Policy", *American Economic Review*, 2019, 109(1), 48-85.
- [5] 戴化勇、陈金波, "新形势下粮食产销协作模式与机制研究", 《农业经济问题》, 2021 年第 2 期, 第 135—144 页。
- [6] Dix-Carneiro R., and B. K. Kovak, "Trade Liberalization and Regional Dynamics", *American Economic Review*, 2017, 107(10), 2908-2946.
- [7] Fang, M., L. Han, Z. Huang, M. Lu, and L. Zhang, "Place-Based Land Policy and Spatial Misallocation: Theory and Evidence from China", Working Paper, 2023.
- [8] 冯志轩、李帮喜、龙治铭、张晨, "价值生产、价值转移与积累过程: 中国地区间不平衡发展的政治经济学分析", 《经济研究》, 2020 年第 10 期, 第 4—21 页。
- [9] 高鸣、魏佳朔, "收入性补贴与粮食全要素生产率增长", 《经济研究》, 2022 年第 12 期, 第 143—161 页。
- [10] Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift, "Bartik Instruments: What, When, Why, and How", *Amer-*

- ican Economic Review*, 2020, 110(8), 2586-2624.
- [11] He, G., Y. Xie, and B. Zhang, "Expressways, GDP, and the Environment: The Case of China", *Journal of Development Economics*, 2020, 145, 102485.
- [12] Hsieh, C. T., and E. Moretti, "Housing Constraints and Spatial Misallocation", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2019, 11(2), 1-39.
- [13] 黄季焜、王晓兵、智华勇、黄珠容、Scott Rozelle, "粮食直补和农资综合补贴对农业生产的影响", 《农业技术经济》, 2011年第1期, 第4—12页。
- [14] 黄少安、郭冬梅、吴江, "种粮直接补贴政策效应评估", 《中国农村经济》, 2019年第1期, 第17—31页。
- [15] 雷潇雨、龚六堂, "基于土地出让的工业化与城镇化", 《管理世界》, 2014年第9期, 第29—41页。
- [16] 李坦、徐帆、祁云云, "从'共饮一江水'到'共护一江水'——新安江生态补偿下农户就业与收入的变化", 《管理世界》, 2022年第11期, 第102—124页。
- [17] 陆铭、张航、梁文泉, "偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资", 《中国社会科学》, 2015年第5期, 第59—83+204—205页。
- [18] Olley, G. S., and A. Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", NBER Working Paper 3977, 1996.
- [19] 孙久文、张静、李承璋、卢怡贤, "我国集中连片特困地区的战略判断与发展建议", 《管理世界》, 2019年第10期, 第150—159+185页。
- [20] 孙晓华、王昀, "企业规模对生产率及其差异的影响——来自工业企业微观数据的实证研究", 《中国工业经济》, 2014年第5期, 第57—69页。
- [21] 王春超、林芊芊, "恶劣天气如何影响劳动生产率? ——基于快递业劳动者的适应行为研究", 《经济学》(季刊), 2021年第3期, 第797—818页。
- [22] 王宏新、邵俊霖、张文杰, "政策工具视角下的中国闲置土地治理——192篇政策文本(1992~2015)分析", 《中国行政管理》, 2017年第3期, 第108—112页。
- [23] 王林辉、王辉、董直庆, "经济增长和环境质量相容性政策条件——环境技术进步方向视角下的政策偏向效应检验", 《管理世界》, 2020年第3期, 第39—60页。
- [24] 王之、田文佳、张庆华, "工业用地出让最低价政策与地方经济增长", 《经济学》(季刊), 2024年第1期, 第271—285页。
- [25] 魏后凯、王业强, "中央支持粮食主产区发展的理论基础与政策导向", 《经济学动态》, 2012年第11期, 第49—55页。
- [26] Yang, J., and X. Huang, "The 30 m Annual Land Cover Dataset and Its Dynamics in China from 1990 to 2019", *Earth System Science Data*, 2021, 13(8), 3907-3925.
- [27] Yu, Y., "The Local and Aggregate Effects of Land-Use Regulation on Farmland Protection", Working Paper, 2024.
- [28] 张超、陈丽芳、宋华盛, "土地规制与企业创新——基于中国土地集约节约政策的研究", 《经济学》(季刊), 2023年第1期, 第37—55页。
- [29] 张莉、王贤彬、徐现祥, "财政激励、晋升激励与地方官员的土地出让行为", 《中国工业经济》, 2011年第4期, 第35—43页。
- [30] 赵扶扬、陈斌开, "土地的区域间配置与新发展格局——基于量化空间均衡的研究", 《中国工业经济》, 2021年第8期, 第94—113页。
- [31] 赵扶扬、陈斌开、刘守英, "宏观调控、地方政府与中国经济发展模式转型: 土地供给的视角", 《经济研究》, 2021年第7期, 第4—23页。
- [32] 周黎安、罗凯, "企业规模与创新: 来自中国省级水平的经验证据", 《经济学》(季刊), 2005年第2期, 第623—638页。

The Opportunity Cost of Grain Production and Compensation Scheme

JIN Yangyang ZHU Xi GAI Qing'en* SHI Qinghua

(Shanghai Jiao Tong University)

Abstract: Major grain-producing regions bear economic costs while increasing grain production for national food security. We empirically study the impact of grain production on local economic development. We find that for every 10,000 tons increase in grain production, the county's real per capita GDP would significantly decrease by 0.59%, which is primarily due to strict land regulation policies. The total GDP cost of national grain production increase during the sample period is about 3 trillion yuan, with 56.27% yet to be covered by transfer payments. Compensating based on grain production is relatively more effective in reducing development disparities.

Keywords: food security; regional development; compensation scheme

JEL Classification: R11, Q18, R52

* Corresponding Author: GAI Qing'en, Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University, Xuhui District, Shanghai 200030, China; Tel: 86-21-62932838; E-mail: gaiqingen@sjtu.edu.cn.