

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

目录

附录 I 制度背景	1
附录 II 稳健性检验	5
附录 III 工具变量排他性假设检验	9
附录 IV 异质性分析	12
附录 V 粮食增产与土地财政	13
附录 VI 附表及附图	14
参考文献	20

附录 I 制度背景

I.1 粮食政策变迁

粮食安全问题一直受到政府的高度重视,其政策从统购统销、双轨制等到放开购销、自由经营,逐渐经历了流通市场化和重视生产端的演变。新中国成立后,中国长时间实行带计划经济特征的粮食统购统销政策^①。随着 1978 年改革开放的启动,政府开始对统购统销体制进行市场化方向的改革:1985 年开启粮食流通双轨制^②,即国家以合同形式按规定价格向农民收购一部分,其余部分按市场价格自由购销,并多次调整购销价格、逐步扩大自由购销在粮食流通中的地位(赵德余,2017)^③。由于双轨制运行有较高的政策成本,并导致国有粮食企业高度亏损,中央政府在 1998 年出台了颇具争议“三项政策、一项改革”^④方案,试图以赋予国有粮食企业垄断收购权的方式扭亏为盈、降低财政负担,然而,这项改革未能达到预期效果(王德文和黄季焜,2001)。新世纪以来,在粮食持续减产、农民增收困难、世界贸易组织规则要求等多重压力下,中央政府重回培育粮食市场的改革目标,加快了粮食流通市场化的进度,并于 2004 年决定全面放开粮食购销,确立了在国家宏观调控下、以市场机制为基础配置粮食的流通体制。由于在流通市场化体制下,国家通过行政手段为消费者保障低价粮食供应的做法难以为继,粮食安全的政策重心被转向生产端^⑤,中央政府以不断高国内粮食综合生产能力为主要目标,确保粮食安全。

为了更清晰地展示粮食政策的重心转换,图 I 1 统计了 2001-2019 年各省政府工作报告中与保障粮食生产有关的词汇(见图 I 1 注)出现的平均频率。可以看到,以词频衡量的政府对粮食生产的关注度从 2004 年起大幅提高,并于 2005 年到达顶峰。此后虽随着时间推移,词频可能因新政策关注点出现而有所下降,但始终高于 2003 年之前的水平。这意味着地方政府对粮食生产的关注度的确在 2004 年前后有了较大的转折,为本文实证研究设计的可行性提供了依据。

I.2 2004 后的粮食生产支持政策

以 2004 年中央一号文件为标志,中央政府陆续出台了一系列保障和发展粮食生产能力的政策措施,可以将其粗略划分为两类:提高种植面积的政策和提高单产的政策。对于前者,严格的耕地保护和土地管理是重要的实施手段之一。2004 年前后中央政府对地方开发乱占滥用耕地的情况进行了大规模整顿和清理^⑥,并出台《关于深化改革严格土地管理的决定》,提出了包括严格农用地转用和土地征收的审批、严格执行占用耕地补偿制度、加强土地利用的计划管理等在内的耕地保护措施。同时,中央政府也发文要求各地就基本农田保护的实施情况进行检查和整改^⑦。此外,2006 年起中央政府将地方保护耕地的实施情况纳入其政治考核体系中,要求省级政府对区域内耕地保有量和基本农田保护面积负责,并定期考核。省级政府也依照该办法把考核指标进一步分解下达至地、县层面^⑧,形成了一个严格完整的考核

^① 《国务院关于实行粮食的计划收购和计划供应的命令》(1953 年 11 月 23 日发布)。

^② 《中共中央、国务院关于进一步活跃农村经济的十项政策》(中发[1985]1 号)。

^③ 参见《国务院关于深化粮食购销体制改革的通知》(国发[1994]32 号)、《国务院关于进一步深化粮食流通体制改革的决定》(国发[1998]15 号)。

^④ 即按保护价敞开收购农民余粮、粮食购销企业顺价销售粮食、粮食收购资金封闭运行,并加快国有粮食企业自身改革。见《粮食收购条例》(1998)、《国务院关于印发当前推进粮食流通体制改革意见的通知》(国发[1998]35 号)。

^⑤ 2003 年 12 月的中央农村工作会议认为在市场经济条件下,要用“新的思路、新的办法研究和解决新阶段的粮食问题”,并提出要“保护和提高粮食生产能力,确保国家粮食安全”。2004 年中央时隔十八年后首次就“三农”问题再次下发 1 号文件,将“加强主产区粮食生产能力建设”放在首要位置,并指出“保护和提高了主产区的粮食生产能力,就稳住了全国粮食的大局”。其后召开的全国农业与粮食工作会议提出包括耕地保护、种粮直补等多项促进粮食增产的政策措施。

^⑥ 《国土资源部关于进一步采取措施落实严格保护耕地制度的通知》(国土资发[2003]388 号)。

^⑦ 《国土资源部、农业部关于印发〈关于基本农田保护中有关问题的整改意见〉的通知》(国土资发[2004]223 号)。

^⑧ 《国务院办公厅关于印发〈省级政府耕地保护责任目标考核办法〉的通知》(国办发[2005]52 号)。

体系。此外,还通过种粮农民直接补贴^①等手段调动农民种植的积极性,保障粮食种植面积。对于后者,提高粮食单产的实质在于提升农业生产效率,包括但不限于:加强农业基础设施建设^②、促进农业科技进步^③、推进农业机械化^④、提高耕地质量等^⑤。

I.3 粮食生产的区域分化

表 I 1 进一步列出了各省和产销区 2003–2016 年间的增产量,可以看出,增产主要由主产区驱动,其背后实质是省际粮食产量差距扩大的过程。这一分化趋势可进一步细化到县级层面。图 I 2 (a) 展示了 2003、2016 年,全国均值中心化后县级粮食产量的分布,可以看到,和 2003 年相比,2016 年的分布更加离散,高产县和低产县的比例都在增加。并且,县域产量分化并非完全来自主产省和非主产省之间县的差距,图 I 2 (b) 对比了同期主产区各县中心化粮食产量的分布,可以看出,即使在主产区内,县域粮食生产也在不断分化。

粮食生产的区域分化,主要是促进粮食生产的政策有意识地向重点区域加强的结果。2004 年中央一号文件强调要“加强主产区粮食生产能力建设”,在政策实践中有两方面的体现。第一,主产区地方政府整体受到了完成更高增产任务的政治约束。中央政府将发展粮食生产、提高产量的任务沿着行政体制逐级分解下派(周黎安,2014),建立起如粮食省长负责制等行政首长负责粮食工作的监督考核机制^⑥。虽然名义上主产区、非主产区的官员都需要对本地粮食生产和粮食安全负责,但上级政府有其有不同的分工和考核标准^⑦。

第二,各类具体促进粮食生产的措施往往在强度和资源配置对重点产区有所侧重。例如,与农业基础设施建设相关的财政资源往往优先分配给产粮优势区县:2004 年,《国家优质粮食产业工程建设规划》提出在主产区择优选建优质粮食生产基地,推进标准农田建设、良种繁育和农机装备等项目;2009 年,《全国新增 1000 亿斤粮食生产能力规划(2009–2020 年)》选出了 800 个粮食生产核心区和粮食生产大县,通过重点加强农田水利设施建设等方式承担增产的核心任务。此外,农业补贴的资金也常常更多地向主产区配置。例如,在 2004 年开始实施种粮农民直补时,财政部就强调分配补贴资金要“坚持向粮食主产县倾斜”^⑧。部分省在发放农业补贴时,甚至单独留出一部分资金对主产县的农户额外补贴^⑨。对于耕地保护,在依照土地利用规划进行管理的体制下,上级政府在给下级政府分派耕地、基本农田保护指标时,也会考虑到区域分工定位,优先给辖区内的粮食主产区指派更多的保护任务^⑩,相对提高了主产区的粮食生产能力。考核约束和政策强度、资源分配的差异共同导致了区域间粮食生产的逐步分化。

^① 《财政部关于尽快落实对种粮农民直接补贴的紧急通知》(财建明电[2004]2 号)。

^② 见《财政部关于农业综合开发的若干意见》(2002 年 02 月 11 日)、《国家优质粮食产业工程建设规划(2004–2010 年)》。

^③ 见《农业部办公厅、财政部办公厅关于下达 2004 年国家良种推广项目计划的通知》(农办农[2004]13 号)、《中华人民共和国种子法》(2004 修正)、《国务院关于加强推进现代农作物种业发展的意见》(国发[2011]8 号)。

^④ 《农业部办公厅关于做好全国 1000 个种粮大户农机具购置补贴奖励工作的通知》(2004 年 2 月 2 日),《中华人民共和国农业机械化促进法》(2004)。

^⑤ 见: https://www.gov.cn/gzdt/2007-06/05/content_636544.htm, 访问时间: 2025 年 3 月 7 日。

^⑥ “粮食省长负责制”最先出现在 1994 年《国务院关于深化粮食购销体制改革的通知》(国发[1994]32 号),该文件提出要“实行省、自治区、直辖市政府领导负责制”,负责本地区的“粮食总量平衡,稳定粮田面积,稳定粮食产量”等。1995 年的国务院政府工作报告中正式将其制度化,提出“米袋子”省长负责制。此后该制度一直处在不断的被强调和完善的进程中,其中最重要的变化是在 2015 年,国务院提出了具体的考核办法,对各省政府的落实情况进行年度考核,内容包括增强粮食可持续生产能力、保护种粮积极性、增强地方粮食储备能力、保障粮食市场供应、确保粮食质量安全、落实保障措施等方面(国办发[2015]80 号)。

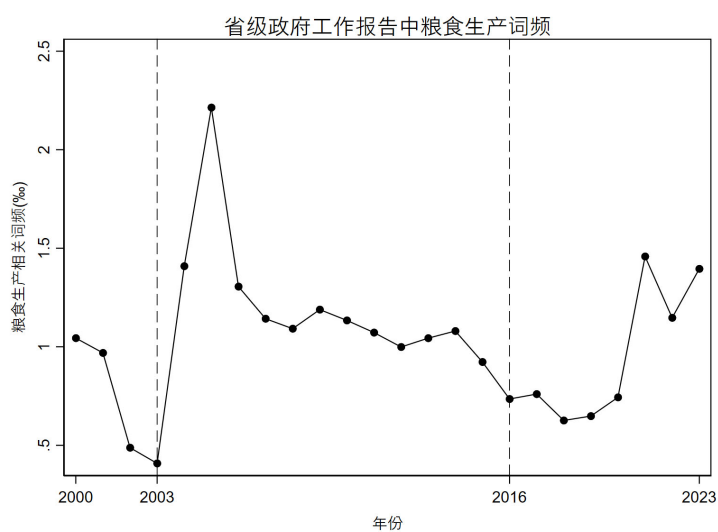
^⑦ 见《关于恢复和发展粮食生产的意见》(2004)、《国务院办公厅关于印发粮食安全省长责任制考核办法的通知》(国办发[2015]80 号)。

^⑧ 《财政部关于尽快落实对种粮农民直接补贴的紧急通知》(财建明电[2004]2 号)。

^⑨ 《河北省财政厅关于印发 2007 年河北省粮食直补实施办法的通知》(冀财建[2007]45 号)。

^⑩ 如,见《山东省土地利用总体规划(2006–2020)》。

图 1 1 政府对粮食生产的关注度



注：图中为省级政府工作报告中与粮食生产有关词汇的平均出现频率，数据来自作者手动整理和统计。粮食生产相关词汇包括：粮食生产、粮食（总）产（量）、粮食播种（种植）面积、粮食（综合）生产能力、粮食（稳定、持续、大幅）增产、粮食丰收、粮食产业、粮食安全、商品粮、粮食单产、粮食质量、粮食主产区（县）、粮食大县、产粮大县。词频=出现关键词的总字数/报告文本总字数。

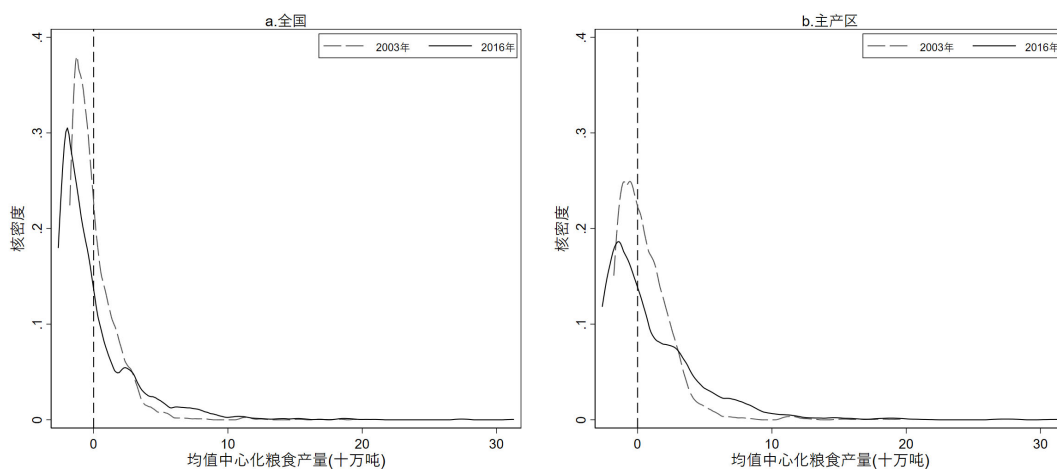


图 1 2 粮食生产在县层面的分化

注：数据来自《中国县域统计年鉴》。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）。均值中心化为原始粮食产量减去同年样本范围均值得到。左图为全国样本内粮食产量分布，右图为 13 个主产省的县样本粮食产量分布。

表 11 2003-2016 年分区域的粮食增产情况（单位：万吨）

地区	粮食增产	地区	粮食增产
(1)	(2)	(3)	(4)
分省（按增产量降序排列）			
黑龙江	4903.830	甘肃	328.140
河南	2928.540	陕西	295.560
内蒙古	1902.550	贵州	159.950
山东	1896.740	宁夏	100.480
吉林	1891.100	天津	81.110
安徽	1746.960	青海	17.980
河北	1395.190	上海	13.030
江苏	1070.590	西藏	7.270
湖北	875.330	北京	-5.270
辽宁	817.300	重庆	-8.900
江西	784.100	广西	-46.070
新疆	776.850	海南	-58.500
湖南	609.570	广东	-226.180
山西	421.460	浙江	-228.540
四川	415.830	福建	-235.880
云南	344.060		
按产区（按增产量降序排列）			
主产区	21237.629	主销区	-660.230
平衡区	2396.780		
按地理区域（按增产量降序排列）			
东北	9514.780	东部	3702.290
中部	7365.960	西部	2391.150

注：数据来源为 CEIC 中国经济数据库。基于省级数据计算。

附录 II 稳健性检验

本文针对主要回归结果进行了多个方面的稳健性检验，具体如下。

1. 改变回归设定

基准设定中将基期、末期分别设定在单一年份，可能会使估计结果潜在受到特定年份特殊情况的影响，为了排除这一问题，我们将改革前三年、即 2001-2003 年的平均情况作为差分基期、将样本期最后三年、即 2014-2016 年的平均情况作为差分末期，重新估计模型（1）（表 II 1 第（1）列），估计结果与基准回归几乎一致，可以排除这一问题。此外，表 II 1 第（6）列还尝试面板固定效应模型，基于 2003-2016 年县面板数据，以对数人均 GDP 为因变量、粮食产量为自变量，控制县、地级市-年份固定效应及和长差分模型相同的控制变量，使用一致的工具变量进行 2SLS 估计，仍能得到相似结论。

表 II 1 粮食增产与县域经济发展：稳健性检验 I

被解释变量	$\Delta \ln GDP_{pcit}$					$\ln GDP_{pcit}$
	年份平均 作基期末 期	安慰剂	趋势滞后项	基准回归	倾向得分 匹配	面板固定效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta Grain_{it}$	-0.058*** (0.014)	0.017 (0.010)	-0.039*** (0.013)	-0.041*** (0.013)	-0.060*** (0.013)	
$Grain_{it}$						-0.050*** (0.014)
$\Delta \ln GDP_{pcit}$ 滞后项	否	否	是	否	否	否
控制变量	是	是	是	是	是	是
县固定效应	否	否	否	否	否	是
地市固定效应	是	是	是	是	是	否
地市-年份固定效应	否	否	否	否	否	是
K-P Wald F	79.190	64.134	56.974	57.067	64.047	57.119
观测值	2 030	1 630	1 427	1 427	1 774	27 260

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。各列均为使用工具变量后的 2SLS 估计。括号中为聚类到地级市层面的稳健标准误。列（1）-（5）的控制变量皆为县基期的对数人均实际 GDP，列（6）的控制变量为县基期对数人均实际 GDP 和各年份虚拟变量的交乘项。列（1）-（5）为长差分估计，列（6）为采用 2003-2016 年县面板数据进行的双向固定效应模型估计。列（2）的因变量为对数人均 GDP 在 1998-2002 年间的变化，列（3）、（5）的因变量为对数人均 GDP 在 2003-2016 年间的变化，列（1）的因变量为对数人均 GDP 在 2014-2016 年的平均、相对其 2001-2003 年平均的变化。列（1）的自变量为粮食产量在 2014-2016 年的平均、相对其 2001-2003 年平均的变化，列（6）自变量为当期的粮食产量，其余列的自变量均为粮食产量在 2003-2016 年间的变化。

此外，为了更好地排除改革前发展趋势差异的影响，本文充分利用改革前的数据，选取能够反映政策处理强度的变量，仿照双重差分法（DID）设计实证模型并重新估计，结论仍能保持稳健（表 II 2）。具体地，我们采用如下回归模型：

$$y_{ict} = \gamma Post_04 \times D_{ic} + \mu_i + \delta_{ct} + v_{ict}$$

其中, y_{ict} 为 i 县 t 年的对数人均 GDP, 用来衡量经济发展状况; $Post_04$ 为政策发生后的虚拟变量, 在 $t \geq 2004$ 时取 1, 其他取 0; μ_i, δ_{ct} 分别为县固定效应和地级市-年份固定效应。 D_{ic} 为反映政策对 i 县实施强度的变量, 由于没有明确的处理组和控制组, 我们结合政策背景等从两个方面构建 D_{ic} : ①改革前的粮食产量 $Grain_{03}$, 以及改革前粮食产量高于中位数的虚拟变量 $high_grain$, 原因是期初产量高的县也往往是增产最多的县, 其政策压力更强 (图 A2); ② 改革前的耕地面积比例 $Farmland_share_{03}$, 以及改革前耕地面积比例高于中位数的虚拟变量 $high_farmlandshr$, 原因是耕地保护是粮食安全的重要政策手段, 改革前耕地比例高的地区会受到更强约束。从表 II 2 可以看出, 不论是哪种设定, 均有 2004 年后政策实施强度越高、经济发展越相对滞后的结论, 与本文的主要发现保持一致。因此, 本文结论对于使用类似 DID 的研究方法保持稳健。

表 II 2 粮食增产与县域经济发展: 双重差分法

	被解释变量: $\ln GDP_{pcit}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Grain_{03} \times Post_04$	-0.024*** (0.006)			
$high_grain \times Post_04$		-0.071*** (0.017)		
$Farmland_share_{03} \times Post_04$			-0.002*** (0.001)	
$high_farmlandshr \times Post_04$				-0.069** (0.025)
县固定效应	是	是	是	是
地市-年份固定效应	是	是	是	是
观测值	37 372	37 372	38 357	38 357
R ²	0.975	0.975	0.973	0.973

注: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。各列均为按照公式(C1)进行的类似 DID 方法的估计。括号中为聚类到地级市层面的稳健标准误。

2. 安慰剂、滞后项检验

一个潜在的识别问题是经济增长与粮食增产之间存在逆向因果关系: 那些原本就经济增长较慢的县, 可能会依照自身的比较优势选择专业化于粮食生产、增加产量, 导致样本期间经济增长与粮食增产呈显著负相关。为了排除这种可能, 我们参考 Autor et al. (2013) 在表 II 1 第 (2) 列进行了安慰剂检验, 用样本期 2003–2016 年粮食变产量变化作为自变量、用改革前 1998–2002 年的 (对数) 人均 GDP 变化作为因变量, 并仍使用工具变量进行 2SLS 估计。结果显示, 样本期内的粮食增产与改革前的经济发展趋势没有显著的相关关系, 意味着基准估计得出的粮食增产对经济增长的负效应并非是长期趋势因素推动的结果。为了更进一步说明, 第 (3) 列补充了在基准设定中额外加入对数人均 GDP 变化滞后项 (1998–2002) 后的估计结果, 并在保持样本相同的情况下与基准估计相对比 (第 (4) 列)。加入滞后项直接控制了改革前已存在的经济趋势的独立影响, 可以看到, 控制后的估计与基准估计差异十

分微小。综上，可以排除逆向因果以及事前长期经济趋势对本文主要结论的干扰。

3. 政策约束和经济发展的替代性指标

在衡量经济发展的指标选择上，基准回归中使用对数人均 GDP 的变化，本文在表 II 3 第（1）列尝试使用对数总量 GDP 的变化，得出相似结果。此外，为了排除 GDP 数据和价格指数的偏差，换用两种替代性指标县域经济发展质量：县域夜间灯光平均强度^①，该指标能够较好地反映地区经济活动的强度（Chen and Nordhaus, 2011）；县域人口密度^②，反映地区的资源容量、劳动力收入和经济集聚水平^③（Jia, 2014；庄嘉霖等，2023）。表 II 3 列（2）-（3）显示增产对两者均有显著负向效应，佐证了基准估计的结论。除了粮食产量之外，粮食作物的种植面积也经常是各级政府粮食政策的关注点。限于数据问题，本文只能以农作物播种面积代替粮食播种面积^④（单位：万公顷），作为核心解释变量对模型（1）进行 2SLS 估计。表 II 3 列（4）的结果同样指出显著负面影响。

表 II 3 粮食增产与县域经济发展：稳健性检验 II

	$\Delta \ln GDP_{it}$	$\Delta \ln Light_{it}$	$\Delta \ln PDen_{it}$	播种面积	$\Delta \ln GDP_{pcit}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta Grain_{it}$	-0.075*** (0.014)	-0.045** (0.018)	-0.023** (0.010)		-0.063*** (0.013)
$\Delta Sown_area_{it}$				-0.073*** (0.020)	
控制变量	是	是	是	是	是
地市固定效应	是	是	是	是	是
K-P Wald F	67.540	71.568	73.507	33.600	63.123
观测值	2 010	2 138	2 176	955	1 789

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。各列均为使用工具变量后的 2SLS 估计。括号中为聚类到地级市层面的稳健标准误。各列均为长差分估计。列（1）的因变量为对数 GDP 的变化，列（2）-（3）的因变量分别为对数夜间灯光强度和对数人口密度，列（4）-（5）的因变量为对数人均 GDP 的变化。列（1）、（4）、（5）均控制县基期的对数人均实际 GDP，列（5）增加控制了各县 2003-2016 年间对数人口总量的变化。列（2）、（3）的控制变量分别为县基期的对数夜间灯光强度和对数人口密度。

4. 倾向得分匹配

一个潜在的识别问题是增产较多的县和增产较少的县有比较大的内在差异，而基准估计结果只体现了内在差异随时间变化的影响。本文借鉴 Cheng et al. (2023) 的做法，以粮食增产产量的中位数为基准划分实验组和对照组，依照基期的相关特征进行 1:1 匹配。表 II 1 列（5）展示了使用经过了倾向得分匹配后样本的估计结果，仍然发现了显著的负向效应，且系数与使用未匹配样本的基准估计接近^⑤。

5. 竞争性假说的排除

^① 由于分析时间跨度超过了原始夜间灯光数据库 DMSP/OLS（2000-2012）或 NPP-VIIRS（2012-）的跨度，本文使用 Zhang et al. (2022) 所提供的夜间灯光整合数据。
^② 数据来自 LandScan Global Population Database, <https://www.ornl.gov/project/landscan>.
^③ 与基准模型保持一致，在使用衡量经济发展的替代性指标时，控制变量改为该指标的基期值，以消除期初水平不同带来的趋势差异。
^④ 受限于数据可得性，本指标亦有较多的缺失值。
^⑤ 匹配的协变量包括基期的对数人均实际 GDP、对数年降水量、对数年均温、农业 GDP 占比、工业 GDP 占比、耕地面积占比、粮食产量、平均坡度。匹配后协变量的平衡检验见图 C. 1。结果显示实验组和对照组的标准化差值（normalized difference）均不超过 Imbens and Wooldridg (2009) 提出的 0.25 的经验法则，可以判定两组的特征不存在系统性差异。

尽管本文已对基准模型进行了一系列的检验,仍有可能我们的估计结果反映了粮食生产之外的因素对经济增长带来的影响,为了排除这些可能的解释,我们考虑了多种可能,并分别讨论和检验。

(1) 贸易自由化和进口冲击。和粮食流通体制改革同时期的一个重要事件是 2001 年中国加入世界贸易组织。随着贸易壁垒的大幅削减,假如各地粮食生产能力高的县也通常拥有更容易遭受进口冲击的产业结构 (Autor et al., 2013; 毛其淋和盛斌, 2013; 刘铠豪等, 2022), 则基准结果可能夸大了粮食生产对本地经济发展带来的负面影响。借鉴刘铠豪等 (2022) 的做法, 本文结合 2001 年的工业企业数据库和 WITS 数据库提供的关税数据, 构建了县层面 2001 年的平均关税水平, 并加入基准模型作为控制变量重新估计, 结果见表 II 4 列 (1)。受限于数据可得性, 这一做法削减了观测值, 但反而小幅增强了粮食增产约束的负面效应。此外, 由于这一指标不能反映工业之外的产业受到的进口冲击, 而对于农业生产一个重要的冲击是大豆进口的开放 (高颖和田维明, 2007; 杜志雄等, 2021), 大豆生产禀赋高的地区可能受到了负面冲击, 为此本文尝试在工具变量构建中去除大豆, 列 (2) 的估计系数和基准回归几乎相同。因此可以排除贸易自由化和负面的进口冲击阻滞了本地经济增长这一替代性解释。

(2) 其他重要农产品的生产负担。除了粮食之外, 另外一些重要农产品的供给安全也是中央政府关注的重点^①。在表 II 4 第 (3) 列进一步控制了各县油料作物和肉类的产量在 2003–2016 年间的变化, 结果显示粮食生产对经济增长的负向效应虽被部分冲减, 但大体不变, 因此可以排除是由其他农产品而非粮食的生产负担造成显著的经济代价的替代性假说, 这同时也说明了粮食在食物供给和政策关注中的重要地位。

(3) 文化传统与非正式制度。许多研究表明, 人们的经济偏好、社会规范等有着一定历史起源, 而农业活动是其中一个非常重要的要素 (Berry, 1967; Boserup, 1970; Nisbett et al., 2001)。由于粮食生产禀赋高的地区很可能在历史上也是农业生产密集和发达的地区, 这些地区可能有着不同的文化传统与非正式制度, 进而影响了个体决策与经济发展。本文进一步考虑三种文化因素: 其一是儒家文化。作为中国社会中影响最为广泛深远的文化力量, 一些学者认为儒家文化可能会因其集体主义、和谐主义以及等级观念与服从文化等而降低市场主体的风险承担和创新行为 (陈志武, 2007; 金智等, 2017; 孔东民等, 2017), 进而对经济增长产生不利影响; 其二是稻作文化, 有研究指出水稻种植因其依赖灌溉设施和大量劳动投入的特性, 可能催生集体主义、合作行为和更严格的社会规范, 从而可能会抑制违背集体规范的创新活动 (Talhelm et al., 2018; Zhu et al., 2019; Zhou et al., 2023); 其三是传统文化对本地市场化程度的潜在影响, 粮食生产禀赋高的地区可能有着更深的农业社会文化传统, 人们更倾向于用传统文化的非正式制度替代市场机制进行要素配置, 带来潜在的扭曲和效率损失 (陆铭和李爽, 2008; 余明桂和潘红波, 2008; 樊纲等, 2011; Fan et al., 2023)。本文分别以各县孔庙数量^②、水稻作物的潜在可达单产和期初本地国有工业企业就业占比作为三种文化因素的代理变量, 加入基准模型中并重新估计粮食生产对本地经济的影响, 结果分别见表 II 4 列 (4)–(6)。结果指出控制文化因素后的估计系数和基准结果几乎没有差异, 所以基本可以排除这一替代性假说。

(4) 区位和比较优势。一个潜在的担忧是基准估计得出的负向效应实际来自于粮食生产禀赋与区位特征的相关性。例如, 东北地区地广人稀、具有土地资源的优势, 同时也地处内陆, 更难从贸易开放中获取经济收益。由于已经在基准模型中控制了地级市固定效应, 因而估计系数的识别来自同一个地级市内不同县的比较, 可以较大程度地消除区位因素的遗漏

^① 例如, 2005 年中央财政开始对产粮大县进行财政奖励, 也分别在 2007、2008 年起对生猪调出大县和产油大县颁布了类似的奖励政策 (财建[2005]153 号、财建[2007]422 号、国办函[2007]101 号)。又如《国家粮食安全中长期规划纲要 (2008–2020)》除了粮食生产外, 也对油料和肉类的生产提出了要求。

^② 数据来自中国研究数据服务平台 (CNRDS)。

偏误。为了进一步消除该替代性解释，本文进行了两个方面的检验：表 II 4 列（7）将辽宁、吉林、黑龙江和内蒙古四个省级行政区从样本中剔除以排除这些地方的特殊性对结果的影响，列（8）则直接去掉了样本中所有沿海的县，这些县可能因其区位优势获得更多经济发展的机会。可以看到估计结果和基准回归相差不大。因而可以较有信心地排除粮食生产的经济代价是由区位优势带来的伪相关这一竞争性解释。

表 II 4 对增产影响的替代性假说

2SLS 被解释变量: $\Delta \ln GDP_{pcit}$								
	贸易开放和进口冲击		其他农产 品生产	文化传统与非正式制度			区位	
	2001年县 平均关税	去除大豆	控制油料 和肉类	儒家文化	稻作文化	市场化	去除东北 样本	去除沿海 县
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta Grain_{it}$	-0.068*** (0.015)	-0.059*** (0.013)	-0.047*** (0.012)	-0.060*** (0.013)	-0.057*** (0.013)	-0.059*** (0.014)	-0.056*** (0.019)	-0.052*** (0.013)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地市固定效 应	是	是	是	是	是	是	是	是
K-P Wald F	55.187	62.473	53.577	64.439	62.622	54.926	56.770	59.711
观测值	1 348	1 789	1 663	1 789	1 789	1 499	1 527	1 691

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；控制变量为县期初对数人均实际 GDP 和正文中提及的相应替代性解释因素。

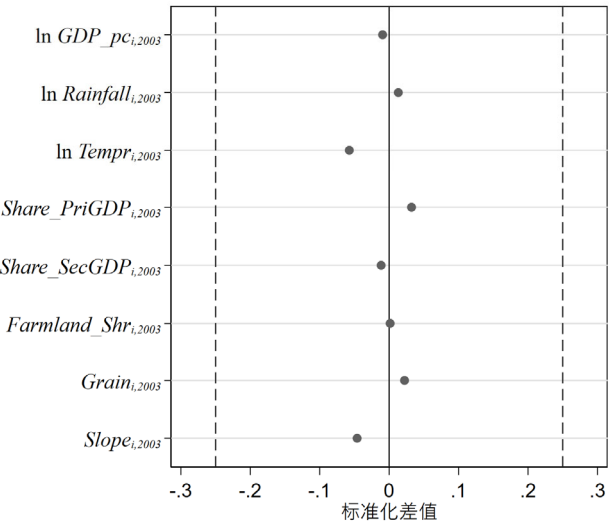


图 II 1 倾向得分匹配的平衡性检验

注：图中各点代表匹配后处理组与对照组间相应变量的标准化差值。虚线范围为 Imbens and Wooldridge (2009) 提出的[-0.25, 0.25]的经验法则。

附录III 工具变量排他性假设检验

本文构建的工具变量实际上采取了“移动-份额”(Shift-share)式的设计，Goldsmith-Pinkham et al. (2020) 指出该类型的工具变量实际上相当于采用“份额”作工具变量，其排他性条件是否满足依赖于“份额”本身的外生性^①。借鉴其建议，可对工具变量的排他性假设进行两个方面的检验。(1) 平行趋势检验：利用 1998-2002 年各县人均实际 GDP 的数据，考察本地每种作物潜在产出份额是否在改革之前就已经和本地的经济增长趋势相关，结果见表III1 列(1)-(6)。结果发现，对于大部分作物而言，本地的潜在总产出份额与 1998-2002 年的(对数)人均 GDP 增长不存在显著的相关关系，也即生产禀赋不同的县在改革前大体具有平行的经济增长趋势。尽管小麦、谷子两种作物的潜在产出份额和事前的经济增长趋势是(边际)显著相关的，其方向却和本文主要结论相反：两种作物生产能力更高的县，在改革前的经济增长反而更快，这和其改革后经济相对衰退的形成对比。为了进一步减轻担忧，我们在列(7)使用了去掉小麦、谷子两种作物的工具变量重新估计，其结果仍然显著，虽然相比基准回归有一定的减弱但仍在区间内，可能是因为改革后这些作物的生产受到了更强的政策关注，而重新构建的工具变量不能捕捉这一部分的影响。

表 III 1 工具变量排他性假设的检验

被解释变量: $\Delta \ln GDP_{pcit}$								
1998-2002 (事前趋势)							2003-2016	
OLS							2SLS	
作物种类	水稻	小麦	玉米	大豆	谷子	高粱	IV: 去掉小麦和谷子	IV: 所有作物的潜在产出份额
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$shr_potprod_{ic}(\%)$	0.064 (0.161)	0.517*** (0.172)	0.281 (0.223)	0.143 (0.108)	0.246* (0.142)	0.144 (0.156)		
$\Delta Grain_{it}$							-0.063*** (0.014)	-0.046*** (0.013)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Hansen J p-value								0.461
R^2	0.463	0.465	0.463	0.463	0.464	0.463		
观测值	1 656	1 656	1 656	1 656	1 656	1 656	1 789	1 789

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; (1)-(6)列的被解释变量为县层面对数人均实际 GDP 在 1998-2002 年期间的变化值，解释变量分别为各县每种作物的潜在总产出在全国的占比；列(7)采用在计算时剔除小麦和谷子两种作物的模拟增产量为工具变量估计基准模型，列(8)采用县所有六种作物的潜在总产出占比作为工具变量估计基准模型。控制变量为各县基期的对数人均实际 GDP。

^① Borusyak et al. (2022) 指出在一定条件下，“移动-份额”式的工具变量也可以依靠“移动”(shifts)的外生性来识别。由于本文的工具变量刻画了不同地区面对共同政策冲击时因为自然禀赋差异而受到的影响程度不同，且考虑的作物种类较少，其应用比较倾向于 Goldsmith-Pinkham et al. (2020) 所分析的场景。

(2) 过度识别检验：表III1 列(8)将各作物潜在产出份额本身作为工具变量进行最小二乘估计，由于工具变量的个数超过内生变量，可以进行过度识别检验，可以看到 Hansen J 统计量的 p 值远大于 0.1，也即不能拒绝所有份额均为外生的原假设。综上，工具变量具有良好的相关性和排他性，其估计系数识别了 2003-2016 年间县域因为粮食生产而承担的以人均 GDP 衡量的经济代价。

附录Ⅳ 异质性分析

本文从以下两个方面对粮食增产的经济影响进行了异质性分析。

(1) 产区定位。由于中国的粮食生产有着较为明确的省际分工,主产区、主销区和平衡区省份各县所面临的粮食生产任务有着较大的差异,也很可能对本地经济产生了不同的影响。考虑这一点,本文将样本县按所在省份的主产区、主销区和平衡区定位分类,分别估计基准模型,结果见表Ⅳ1。从列(1)–(3)可以看出,粮食增产的经济成本主要体现在主产区各县中,对于平衡区各县,估计的符号虽然为负,但系数较小且不显著,而对于主销区各县,估计系数的符号甚至为正。主产区和非主产区之间的明显差异,可能来自于粮食生产边际成本递增的规律,则对于粮食产量本就较高的主产区,增产相同量的粮食很可能意味着要付出更高的经济代价。

(2) 地理区位。中国幅员辽阔,不同区位的自然环境、农业生产和经济发展状况有着较大差异。表Ⅳ1列(4)–(7)依次对东部、中部、西部和东北地区的分样本检验了粮食生产对经济增长的影响。可以看到,增产成本的大小基本随地区经济发达程度递增,东部地区生产单位粮食的经济代价约是中部和东北地区的1.5倍,而西部地区的粮食生产只给本地产生较小的经济代价。原因可能在于粮食生产需要占用非粮产业所需的经济资源和生产要素,而在经济更发达的地区,这些要素和资源有着更高的机会成本。

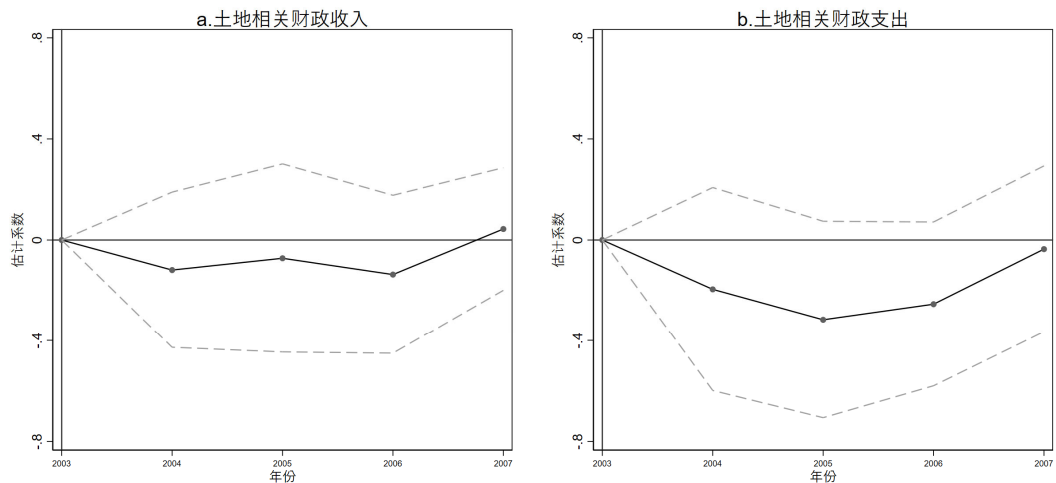
表Ⅳ1 粮食增产与县域经济发展:产区和地理区域的异质性

2SLS 被解释变量: $\Delta \ln GDP_{pcit}$							
	产销区			地理区域			
	主产区	主销区	平衡区	东部	中部	西部	东北
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\Delta Grain_{it}$	-0.062*** (0.013)	0.294 (0.431)	-0.030 (0.067)	-0.104** (0.043)	-0.067*** (0.022)	-0.026 (0.032)	-0.068*** (0.017)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
地市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
K-P Wald F	55.911	1.198	21.499	16.004	47.313	9.153	21.355
观测值	998	115	676	369	443	800	262

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; 控制变量为各县期初的对数人均实际 GDP。

附录V 粮食增产与土地财政

分税制改革后,国有土地使用权出让收益成为地方财政收入的重要来源(吴群和李永乐, 2010; 张莉等, 2011; 孙秀林和周飞舟, 2013)。当耕地保护政策限制了建设用地开发, 地方政府可出让的土地总量减少, 其进行生产性的公共投资的财力可能被削弱(刘生龙和胡鞍钢, 2010)。图V1检验了增产负担对地方政府土地出让有关收支^①的影响, 发现估计系数尽管几乎都为负, 但并不显著, 意味着即使土地开发受到了更大的阻力, 地方相关的财政收支仅受到有限的影响。这可能是因为, 在经济增长的考核激励下, 地方政府倾向于大规模出让低价的工业用地以吸引企业和增加税收(杨其静等, 2014), 而真正对财政收入有贡献的往往是少量且高价的商住用地(谢贞发等, 2019; 张莉等, 2022)。而当土地总量不足时, 地方政府往往会首先保证商住用地的供应(李力行等, 2016), 因此对其土地出让收入的影响较小。



图V1 粮食增产对土地财政的影响

^① 即为县级财政的政府性基金预算账户中的“国有土地使用权出让金收入”和“国有土地使用权出让金支出”。前者主要是土地出让价款收入, 后者包括征地和拆迁补偿、土地开发、城市建设、农村基础设施建设等支出, 能够反映因征地和土地出让活动涉及的财政资金。

附录 VI 附表及附图

表 A1 按自然禀赋的增产和实际增产的相关性

	被解释变量 $\Delta Grain_{it}$			
	基准IV	四种主粮	三种主粮	所有作物
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta Grain_{it}^{sim}$	1.247*** (0.158)	1.251*** (0.158)	1.239*** (0.156)	1.219*** (0.156)
地市固定效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
观测值	1 789	1 789	1 789	1 789
R^2	0.770	0.770	0.771	0.771

注：*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。各列因变量为 2003-2016 年间实际粮食增产量，自变量为按照公式（2）构造的同期按自然禀赋分配的模拟增产量（工具变量），均控制了期初人均实际 GDP。列（1）使用基准工具变量，包含水稻、小麦、玉米、大豆、谷子、高粱等主要粮食作物，列（2）-（4）使用的工具变量与基准设定构造方式相同，但囊括的作物种类不同：列（2）只包含了水稻、小麦、玉米、大豆四种作物，列（3）只包含了水稻、小麦、玉米三种主粮作物，列（4）则包含了水稻、小麦、玉米、大豆、高粱、谷子、薯类等粮食作物，棉花，以及主要的糖料（甘蔗、甜菜）和油料（花生、油菜籽）作物。括号中为聚类到地级市层面的稳健标准误。

表 A2 主要变量的描述性统计

变量名称	均值	标准差	观测值	最小值	最大值
对数人均GDP（元/人）	9.316	0.985	4 099	6.691	12.665
对数人均GDP：农业（元）	7.630	0.795	4 068	-1.393	10.813
对数人均GDP：工业（元）	8.294	1.248	4 066	3.976	12.383
对数人均GDP：服务业（元）	8.254	1.070	4 066	4.147	11.949
对数建设用地面积（平方千米）	3.139	2.037	4 012	-7.092	6.682
对数在位工企规模（人）	5.476	0.525	1 686	2.639	7.620
对数一般预算公共支出（万元）	9.973	0.660	1 770	7.683	12.523
对数农业公共支出（万元）	6.891	0.835	1 770	3.135	9.676
粮食产量（万吨）	22.943	26.393	4 099	0.001	339.304
工具变量： 按潜能分配的粮食增产量（万吨）	3.956	6.815	4 099	0.000	81.133
农业GDP占比（%）	24.127	13.969	4 068	0.001	82.045
工业GDP占比（%）	39.512	14.929	4 066	1.321	89.523
对数年总降雨量（毫米）	6.827	0.592	4 099	3.573	8.144
对数年平均温度（摄氏度）	2.526	0.504	4 079	-1.927	3.268

表 A3 粮食增产与劳动力配置

被解释变量	Δ 对数就业人口	Δ 就业比例(%)		
		第一产业	第二产业	第三产业
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta Grain_{it}$	0.006 (0.006)	0.283 (0.279)	-0.124 (0.219)	-0.140 (0.134)
控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
K-P Wald F	39.424	39.422	39.478	39.478
观测值	1 621	1 620	1 619	1 619

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; 控制变量均为县基期的对数人均实际 GDP。就业数据来自 2000 年和 2010 年全国人口普查分县统计数据, 差分的基期为 2000 年。各列均为使用工具变量进行 2SLS 估计的结果。

表 A4 已实现的相关转移支付数额 (单位: 亿元)

年份	产粮大县奖励	产粮大县奖励 (2000 年价)	农业“四项”补贴	农业“四项”补贴 (2000 年价)	加总 (2000 年价)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
2004			145.30	138.35	138.35
2005	55.00	51.44	173.70	162.47	213.91
2006	85.00	78.32	309.50	285.19	363.51
2007	165.00	145.08	513.60	451.59	596.66
2008	180.00	149.45	1030.40	855.55	1005.00
2009	195.00	163.06	1274.50	1065.77	1228.83
2010	210.00	170.01	1225.90	992.43	1162.43
2011	236.00	181.28	1439.00	1105.36	1286.64
2012	277.65	207.87	1643.00	1230.05	1437.92
2013	319.20	232.91	1700.55	1240.82	1473.72
2014	351.00	251.09	1672.50	1196.42	1447.50
2015	371.00	261.73	1661.55	1172.16	1433.89
2016	392.77	271.65	1670.00	1155.03	1426.68
总计	-	2163.89	-	11051.16	13215.05

注：由作者根据公开资料整理得到，通过消费者价格指数折现到 2000 年价格。农业“四项”补贴包括种粮直补、农资综合补贴、良种补贴、农机具购置补贴。由于暂时无法获得 2008、2009 年产粮大县奖励的具体金额，作者采用线性插补法估算。

表 A5 利益补偿机制设计和补偿效果：产销区不同标准

补偿标准		基尼系数		人均GDP 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
		(2)	(3)	(4)	(5)
按人口平分 (元/人)	产:1637.96				
	平:248.19	0.365	0.353	0.726	0.748
	销:-217.26				
按粮食增产 (元/吨)	产:5805.20				
	平:2093.33	0.365	0.353	0.726	0.784
	销:15937.38				
按耕地存量 (元/亩)	产:551.34				
	平:97.85	0.365	0.355	0.726	0.765
	销:-245.99				

注：本表基于县样本计算。事实情境下的基尼系数根据样本县 2016 年的实际人均 GDP 情况估算，补偿后的基尼系数则假设各县在 2016 年底获得相应补偿金额后，反事实情况下的人均 GDP 估算；计算基尼系数时均以各县 2016 年的人口作为权重。产、平、销分别代表主产区、主销区和产销平衡区。表中的负值代表该区域的县需要按照一定标准上缴资金，作为对其他县的补偿。

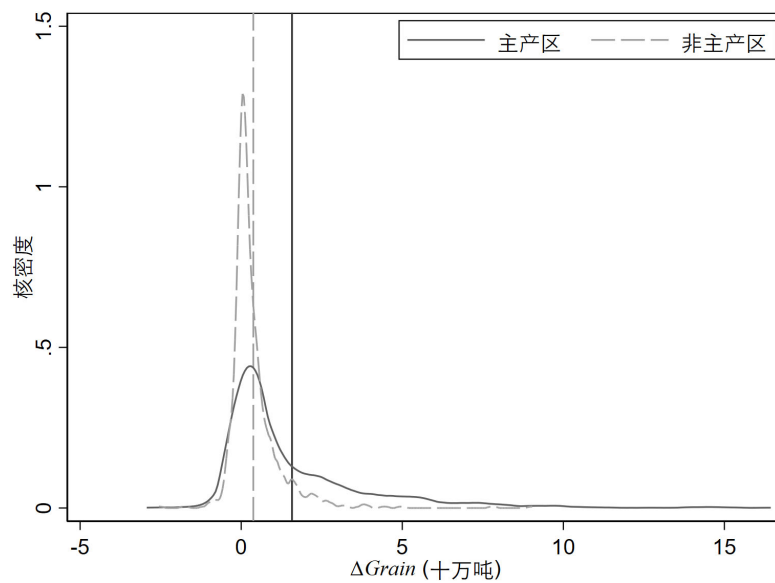


图 A1 主产区和非主产区县域增产分布

注：图中垂线代表主产区和非主产区县域增产的均值。

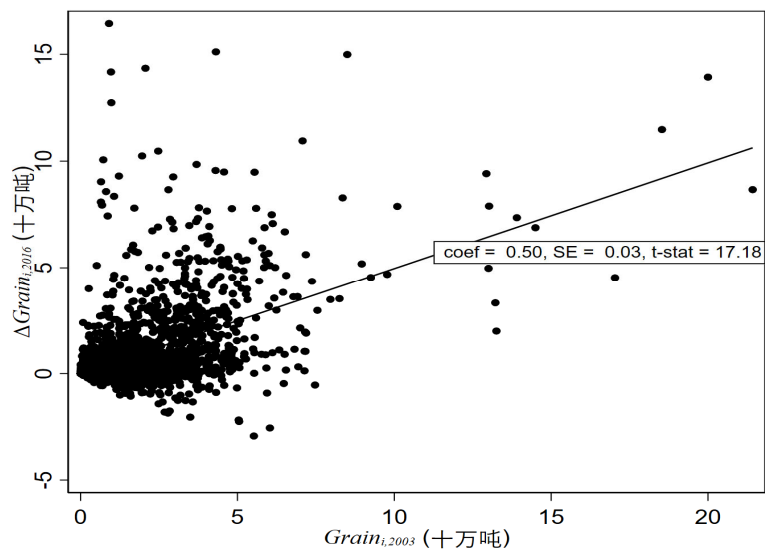


图 A2 粮食增产量与期初粮食产量的相关性

注：图中横坐标代表期初（2003）粮食产量，纵坐标代表 2003-2016 年粮食产量的变化量。

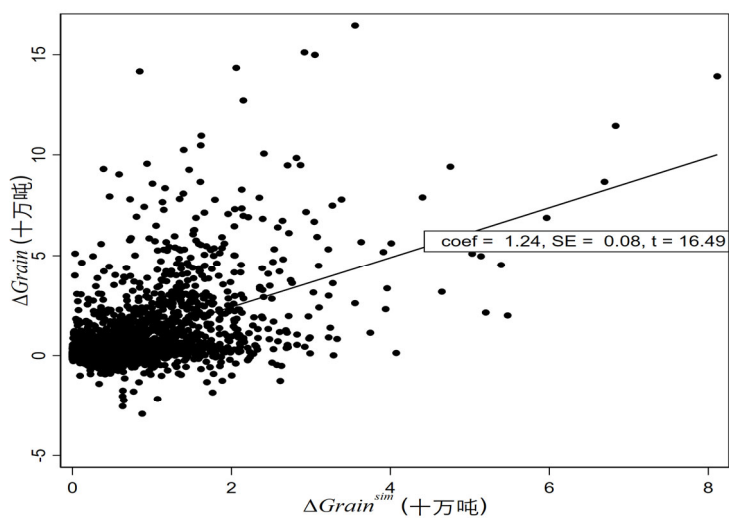


图 A3 工具变量与内生变量的相关性

注：图中纵坐标代表样本期（2003-2016）县实际粮食产量变化，横坐标代表工具变量，即根据自然禀赋配置的模拟增产量。

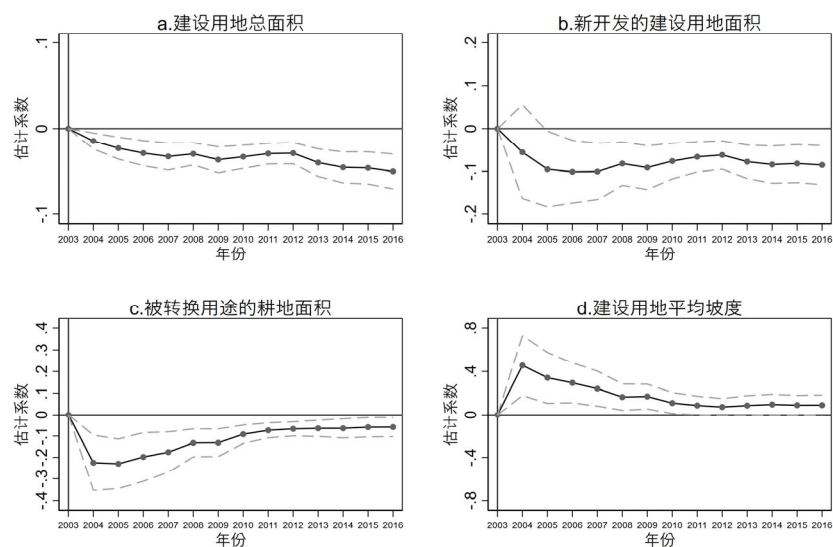


图 A4 粮食增产对土地配置的影响

注：各点代表以 2003 年为差分基期、横坐标对应年份为末期₁，对模型 (1) $y_{ic,t_1} - y_{ic,t_0} = \beta(Grain_{ic,t_1} - Grain_{ic,t_0}) + X'_{ic}\delta + \mu_c + \varepsilon_{ic}$ 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。图 A5、A6、VII 相同，不再赘述。

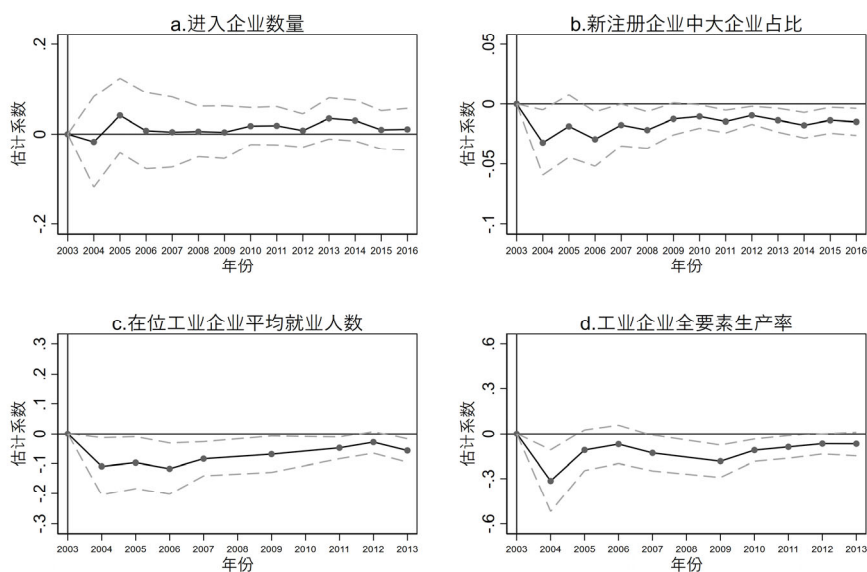


图 A5 粮食增产对企业规模与效率的影响

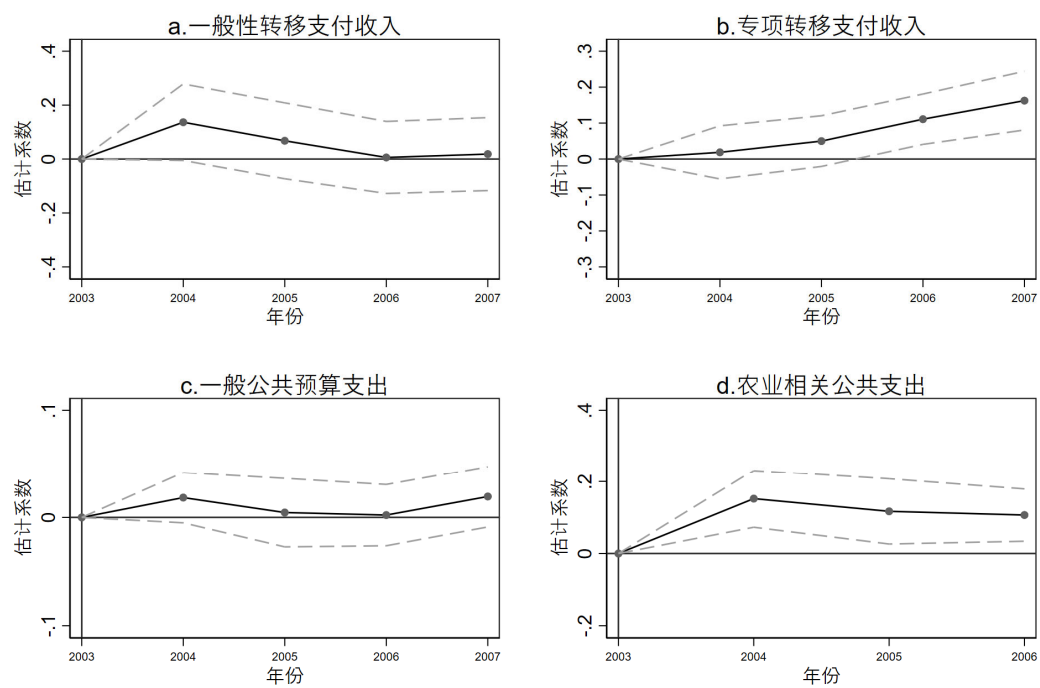


图 A6 粮食增产对财政收入与支出的影响

参考文献

- [1] 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.
- [2] Berry, J. W., “Independence and Conformity in Subsistence-Level Societies”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 1967, 7(4, Pt.1), 415—418.
- [3] Borusyak, K., P. Hull, and X. Jarave. “Quasi-Experimental Shift-Share Research Designs”, *Review of Economic Studies*, 2022, 89(1), 181-213.
- [4] Boserup, E. *Woman’s Role in Economic Development*. London: George Allen and Unwin Ltd, 1970.
- [5] Chen, X., and W. D. Nordhaus, “Using Luminosity Data as a Proxy for Economic Statistics”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2011, 108(21), 8589—8594.
- [6] 陈志武, “对儒家文化的金融学反思”, 《制度经济学研究》, 2007 年第 1 期, 第 1—17 页。
- [7] Cheng, A.T., K. R. E. Sims, and Y. Yi, “Economic Development and Conservation Impacts of China’s Nature Reserves”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 2023, 121, 102848.
- [8] 杜志雄、高鸣、韩磊, “供给侧进口端变化对中国粮食安全的影响研究”, 《中国农村经济》, 2021 年第 1 期, 第 15—30 页。
樊纲、王小鲁、马光荣, “中国市场化进程对经济增长的贡献”, 《经济研究》, 2011 年第 9 期, 第 4—16 页。
- [9] Fan H., “Clan Culture and Patterns of Industrial Specialization in China”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2023, 207, 457—478.
- [10] 高颖、田维明, “中国大豆进口需求分析”, 《中国农村经济》, 2007 年第 5 期, 第 33—40 页。
- [11] Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift, “Bartik Instruments: What, When, Why, and How”, *American Economic Review*, 2020, 110(8), 2586—2624.
- [12] Imbens, G. W., J. M. Wooldridge, “Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation”, *Journal of Economic Literature*, 2009, 47(1), 5-86.
- [13] Jia, R., “The Legacies of Forced Freedom: China’s Treaty Ports”, *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96(4), 596—608.
- [14] 金智、徐慧、马永强, “儒家文化与公司风险承担”, 《世界经济》, 2017 年第 11 期, 第 170—192 页。
- [15] 孔东民、徐茗丽、孔高文, “企业内部薪酬差距与创新”, 《经济研究》, 2017 年第 10 期, 第 144—157 页。
- [16] 李力行、黄佩媛、马光荣, “土地资源错配与中国工业企业生产率差异”, 《管理世界》, 2016 年第 8 期, 第 86—96 页。
- [17] 刘铠豪、臧旭恒、王雪芳, “贸易自由化与家庭消费——来自中国城镇住户调查的微观证据”, 《中国工业经济》, 2022 年第 3 期, 第 57—75 页。
- [18] 刘生龙、胡鞍钢, “基础设施的外部性在中国的检验: 1988—2007”, 《经济研究》, 2010 年第 3 期, 第 4—15 页。
- [19] 陆铭、李爽, “社会资本、非正式制度与经济发展”, 《管理世界》, 2008 年第 9 期, 第 161—165+179 页。
- [20] 毛其淋、盛斌, “贸易自由化、企业异质性与出口动态——来自中国微观企业数据的证据”, 《管理世界》, 2013 年第 3 期, 第 48—65+68+66—67 页。
- [21] Nisbett R.E., K. Peng, I. Choi, and A. Norenzayan, “Culture and Systems of Thought: Holistic Versus Analytic Cognition”, *Psychological Review*, 2001, 108(2), 291—310.

- [22] 孙秀林、周飞舟,“土地财政与分税制:一个实证解释”,《中国社会科学》,2013年第4期,第40—59+205页。
- [23] Talhelm, T., X. Zhang, and S. Oishi, “Moving Chairs in Starbucks: Observational Studies Find Rice-Wheat Cultural Differences in Daily Life in China”, *Science Advances*, 2018, 4(4), Eaap8469.
- [24] 王德文、黄季焜,“中国粮食流通体制改革:双轨过渡与双轨终结”,《改革》,2001年第4期,第99—106页。
- [25] 吴群、李永乐,“财政分权、地方政府竞争与土地财政”,《财贸经济》,2010年第7期,第51—59页。
- [26] 谢贞发、朱恺容、李培,“税收分成、财政激励与城市土地配置”,《经济研究》,2019年第10期,第57—73页。
- [27] 杨其静、卓品、杨继东,“工业用地出让与引资质量底线竞争——基于2007~2011年中国地级市面板数据的经验研究”,《管理世界》,2014年第11期,第24—34页。
- [28] 余明桂、潘红波,“政治关系、制度环境与民营企业银行贷款”,《管理世界》,2008年第8期,第9—21+39+187页。
- [29] Zhang, L., J. Lei, C. Wang, F. Wang, Z. Geng, and X. Zhou, “Spatio-temporal variations and influencing factors of energy-related carbon emissions for Xinjiang cities in China based on time-series nighttime light data”, *Journal of Geographical Sciences*, 2022, 32(10), 1886—1910.
- [30] 张莉、陆铭、刘雅丽,“税收激励与城市商住用地结构——来自‘营改增’的经验证据”,《经济学》(季刊),2022年第4期,第1425—1446页。
- [31] 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。
- [32] 赵德余,《中国粮食政策史:1949-2008》。上海:上海人民出版社,2017年。
- [33] 周黎安,“行政发包制”,《社会》,2014年第6期,第1—38页。
- [34] Zhou X., T. Alysandratos, and M. Naef, “Rice Farming and the Origins of Cooperative Behaviour”, *The Economic Journal*, 2023, 133(654), 2504—2532.
- [35] Zhu J., J. B. Ang, and P. G. Fredriksson, “The Agricultural Roots of Chinese Innovation Performance”, *European Economic Review*, 2019, 118, 126—147.
- [36] 庄嘉霖、陈雯、陈鸣,“国际贸易与区域经济增长——基于近现代中国的研究”,《经济学》(季刊),2023年第4期,第1513—1530页。

注:该附录是期刊所发表论文的组成部分,同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容,请务必在研究成果上注明附录下载出处。