

撤县设区对区域粮食生产的外溢效应分析*

李 宁¹ 周琦宇²

摘要：系统考察撤县设区对区域粮食生产的外溢效应，有助于从全局层面把握撤县设区与粮食安全之间的关系，从而为协同城市化发展与粮食安全保障提供科学参考。本文基于2004—2020年全国1797个县级单位的面板数据，采用双重差分法、工具变量法等估计方法，探究了撤县设区对区域粮食生产的外溢效应及作用机制。研究发现：撤县设区会对周边未发生撤县设区建制变更县的粮食生产造成外溢的负向冲击，且该外溢效应在空间上表现出随距离增加而逐渐减弱的特征。外溢效应综合反映到地级市层面同样表现出撤县设区对粮食生产的削弱作用。在作用机制上，撤县设区主要通过影响周边县耕地用途非农化、种植结构非粮化的农地非农化机制，以及劳动力跨地区流动、本地就业结构改变的劳动力非农化机制，对粮食生产造成外溢的负向冲击。

关键词：撤县设区 粮食生产 外溢效应 农地非农化 劳动力非农化

中图分类号：F326.11 **文献标识码：**A

一、引言

随着中国城市化进程不断加快，撤县设区^①逐渐成为地方政府扩大城市规模、优化空间布局的重要行政手段，在全国范围内广泛实践^②。由于撤县设区具有服务于城市化战略的政策实践特征，多数学者针对其实施效果的评价主要围绕地区经济增长、城市化水平、公共服务供给等非农领域展开，且

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“撤县设区中的地方政府粮食安全主体责任转变：嵌入机制、影响效应与政策优化”（编号：72273060）、国家社会科学基金后期资助一般项目“撤县设区中的地方政府粮食安全主体责任转变研究”（编号：22FGLB038）和江苏省第六期333高层次人才培养支持项目（编号：2022316468）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：周琦宇。

^①结合政策文件与已有研究，本文将撤县设区定义为直辖市或地级市将其所辖的县或县级市改设为市辖区，包括“撤县设区”以及“撤县级市设区”两种情况。

^②根据中华人民共和国民政部全国行政区划信息查询平台（<http://xzqh.mca.gov.cn>）公布的历年县级以上行政区划变更情况统计数据，2000—2021年，全国共有156个县级单位发生撤县设区建制变更（其中，111个为撤县设区，45个为撤县级市设区），并较为广泛、均匀地分布于东部、中部、西部和东北地区。

大多持肯定态度（Fan et al., 2012；卢盛峰和陈思霞，2016；王禹瀚和张恩，2021）。但从建制变更的结果来看，县（农业型政区）的撤销与市辖区（城市型政区）的设立即意味着原辖区经济职能重心的非农化转移（杨桐彬等，2020），由此，对于承担重要粮食安全责任的地方政府，尤其是县级政府而言，一个自然的疑问是：撤县设区会对粮食生产带来何种影响？

遗憾的是，在同时涉及撤县设区与粮食生产的已有文献中，仅有李宁和周琦宇（2023）讨论了粮食生产责任对地方政府撤县设区决策的潜在影响，还有张琛和孔祥智（2017）关注了县域在发生撤县设区前后本地粮食生产的变化问题，并给出了负向影响的经验判断。面对撤县设区是由县级政府与地级市政府共同发起并推进的事实，本文的关注点在于，撤县设区对粮食生产的影响除了体现在撤设县^①所在地之外，是否还可能会外溢到周边非撤设县乃至地级市层面呢？显然，将撤县设区对非撤设县乃至地级市整体层面的外溢效应纳入考察范畴，将有助于更为全面与系统地把握撤县设区与粮食生产之间的关系，从而为有序稳妥推进撤县设区与保障粮食安全提供重要参考^②。

鉴于此，本文尝试在理论上聚焦于影响粮食生产的农地与劳动力要素配置变化，并基于 2004—2020 年全国 1797 个县级单位的面板数据，采用多期双重差分法、工具变量法等估计方法，探究撤县设区对区域粮食生产的外溢效应及作用机制。相较于以往文献，本文可能的边际贡献在于：在研究问题上，将撤县设区的绩效评价拓宽到对区域粮食生产的外溢效应分析，丰富了城镇化建设与粮食安全关系的讨论；在研究内容上，系统考察了撤县设区影响粮食生产的外溢效应作用机制和空间异质性。

二、理论分析

本文主要从影响粮食生产的农地与劳动力要素配置变化入手，分析撤县设区对区域粮食生产产生的外溢效应。

（一）外溢效应产生的农地非农化机制

撤县设区作为政府推动城镇化建设的重要手段，深刻影响着撤设县的经济社会活动。这主要是因为，撤县设区的发生打破了市区与邻近县原有的刚性行政壁垒（王贤彬和谢小平，2012），可以借助土地要素的扩张进一步吸引劳动、资本等生产要素快速流向成本相对更低的撤设县，扩大撤设县的市场规模，进而提高资源配置效率以促进经济增长（邵朝对等，2018）。已有研究也表明，对经济绩效的追求构成了地级市与县级政府进行撤并调整的重要动力来源（叶林和杨宇泽，2017；李宁和周琦宇，2023）。然而，在同一地级市内部，作为同级政府的非撤设县面对其他撤设县经济绩效的改善，在“晋

^①为表述方便，本文将发生撤县设区建制变更的县称为“撤设县”，未发生撤县设区建制变更的县称为“非撤设县”。

^②面对长期以来广泛推进撤县设区所导致的城市空间无序扩张、基础设施重复建设、“虚假城市化”等乱象，2021 年国家发展和改革委员会提出“慎重撤县设区”，2022 年国家政府工作报告的措辞态度更是升级为了“严控撤县设区”，收紧之意十分清晰。从这个角度而言，本文从粮食安全的视角探究撤县设区的政策影响，也将为后续有序稳妥推进撤县设区提供理论参考与现实指引。此处，特别感谢审稿专家提出的宝贵意见，为本研究从更高立意和维度上理解撤县设区与粮食生产之间的关系提供了重要启发。

升锦标赛”“绩效相对排名”制度的激励下，极有可能产生“相互攀比”的行为激励，尤其表现为通过土地向非农领域集聚以争夺经济资源、实现经济扩张。换言之，作为粮食生产核心要素的耕地会在这一强经济发展导向下出现用途非农化与结构非粮化的配置转变，由此削弱粮食生产。

但与此同时，鉴于在中国粮食安全主体责任治理体系中，中央政府与地方政府之间形成了分层的委托代理关系^①（杜志雄，2013；罗万纯，2020），即自上而下层层分解各级政府的属地粮食生产责任，作为县级政府上一级的地级市政府面对撤设县粮食生产的萎缩，极有可能采取严格把控耕地用途转变、作物播种面积等措施，在地级市内部、区域之间进行粮食生产调配，以完成保障粮食安全的总体任务。不过值得注意的是，粮食生产对地级市政府缺乏正向激励，非撤设县作为独立运行的理性经济主体，对可能面临的粮食生产任务调配同样缺乏落实的激励。因此，尽管地级市政府对于农地非农化的严控与地区间粮食生产任务的调配可能对非撤设县粮食生产起到一定的提振作用，但相较于非撤设县主体的自发反应，可能因缺乏激励而效果甚微。换言之，综合而言，撤县设区仍会加剧非撤设县的农地非农化转变，进而对其粮食生产形成负向的外溢效应。

（二）外溢效应产生的劳动力非农化机制

撤县设区发生后，撤设县本地到中心城区的交通成本大幅降低，加之一体化市场和行政力量的共同作用，原有的生产要素集聚规模与生产效率有所提高（杨桐彬等，2020）。由此，撤设县与中心城区便会将周边非撤设县的经济社会资源，尤其是粮食生产领域的劳动力要素，吸引到当地配置效率与效益较高的工业、服务业等强势产业领域（詹新宇和曾傅雯，2021）。这意味着，非撤设县原有的劳动力要素会实现跨地区流动和重新配置。此外，根据“增长极”理论，撤设县与中心城区也极有可能通过自身在人才、资本、技术等要素上的规模经济，对周边非撤设县产生辐射带动作用，尤其聚集在非农产业领域的发展。那么，非撤设县本地非农就业市场的蓬勃发展便极有可能带来就业结构的改变，尤其表现为本地农业劳动力的非农转移，进而冲击当地粮食生产。

然而，从区际产业转移的相关理论来看，地区间技术水平和生产要素禀赋等因素的差异，会导致不同地区在产业结构上存在发展阶段梯度，由此，当某一地区产业结构发生变动时，原有生产要素在遵循从低要素报酬率地区向高要素报酬率地区转移和从低市场容量地区向高市场容量地区转移的规律下，相对落后或不再具有比较优势的产业便将转移到存在产业梯度的周边地区，成为周边地区相对先进的产业。因此，随着撤设县产业结构的调整，原有的粮食生产要素与市场，便极有可能转移到周边相对落后但更适宜发展农业产业的非撤设县，进而可能在一定程度上有助于非撤设县粮食生产要素和产品市场效率的改善，尤其是可能在一定程度上减缓劳动力非农化。但是，考虑到粮食生产不具备类似非农部门中纺织、电子信息等明显的产业梯度特征（吴方卫和闫周府，2018），综合来看，撤县设区依旧会促进劳动力非农转移，进而削弱非撤设县的粮食生产。

综合以上分析，本文提出研究假说 H1：撤县设区通过作用于非撤设县的农地非农化与劳动力非

^①具体而言，由作为粮食安全委托方的中央政府对粮食安全主体责任的考核与问责制度进行总体设计与把握，各级地方政府相关部门则作为粮食安全的代理方，承担属地粮食安全责任（罗光强，2012；李宁和周琦宇，2023）。

农化，对非撤设县的粮食生产产生负向外溢效应。

然而，随着空间距离的增加，生产要素的流动需要付出更高的时间成本、信息成本以及交通运输成本等（陈国亮和陈建军，2012）。换言之，生产要素的重新配置将会受到空间距离的制约。劳动力要素流动及其示范效应因受到与空间距离有关的迁移成本影响而具有地域性特征，资本流动也同样可能因产业集聚效应而表现出较强的地域性。除此之外，地级市政府行政边界的存在划定了地方政府权力的空间边界，也极有可能影响生产要素的自由流动。可见，一个地区经济效益、生产要素等对周边地区外溢效应的大小会受到地域限制，且一般服从于随空间距离扩大而不断衰减的规律（Lan et al., 2021）。倘若撤县设区确实影响周边非撤设县的粮食生产核心要素配置，进而对粮食生产产生外溢效应，那么该外溢效应在一定空间范围内可能是有限的，并与其空间距离呈反向关系。基于此，本文提出研究假说 H2：撤县设区对区域粮食生产的负向外溢效应，表现出随非撤设县到撤设县空间距离增加而减弱的空间异质性特征。

三、研究设计

（一）样本选择与处理

由于 2004 年之后市管县体制才在全国范围内由试点转变为普遍推行，并且国家自 2004 年开始逐步取消农业税，因此为确保县域面临的外部制度环境稳定一致，且尽可能干净识别撤县设区影响粮食生产的净效应，同时结合数据的可获得性，本文将样本时间跨度确定为 2004—2020 年。在此基础上，考虑到原县的行政建制取消以及新市辖区的设立是撤县设区完成的组成要件，本研究收集数据时剔除了下述地区：①区划建制类型升格变为地级市而原来同名县（市）随之发生撤县设区的县级单位；②行政建制或面积发生合并或拆分的县级单位；③地级市与县行政隶属关系有变更的县级单位；④特殊建制类型或地区，包括建制为旗（旗级建制历史上未发生过撤县设区）、直辖市（下属县的行政级别为地市级，不具有可比性）、海南（省管县体制）、台港澳和西藏；⑤2004 年县级建制类型中为市辖区的县级样本。最终纳入分析的样本为 25 个省级单位 314 个地级市单位的 1797 个县级单位，其中 113 个县级单位发生过撤县设区^①。

（二）模型构建

1. 基准回归模型。撤县设区政策在全国各地的实施时点不一，即表现出时间与空间上的双重差异，为此，本文首先构建多期双重差分模型（1）式，以评估撤县设区对非撤设县粮食生产的外溢效应，接着构建（2）式，以检验撤县设区对地级市层面粮食生产的综合效应。模型的具体形式如下：

$$grain_{pt} = \alpha_1 + \beta_1 treat_p \times post_{pt} + \lambda_1 z_{pt} + \nu_p + \mu_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (1)$$

$$grain_{jt} = \alpha_2 + \beta_2 treat_j \times post_{jt} + \lambda_2 z_{jt} + \nu_j + \mu_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

此外，本文构建（3）式以检验外溢效应产生的作用机制。模型的具体形式如下：

^①资料来源：民政部全国行政区划信息查询平台，<http://xzqh.mca.gov.cn>。

$$M_{pt} = \alpha_3 + \beta_3 \text{treat}_p \times \text{post}_{pt} + \lambda_3 z_{pt} + \nu_p + \mu_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (3)$$

(1) 式和 (2) 式中：因变量 grain_{pt} 、 grain_{jt} 分别表示非撤设县 P 、地级市 j 第 t 年的粮食生产状况。 treat_p 、 treat_j 为地区虚拟变量，分别表示非撤设县 P 、地级市 j 是否受到撤县设区政策冲击。 post_{pt} 、 post_{jt} 分别表示非撤设县 P 、地级市 j 受到撤县设区政策冲击时间节点的虚拟变量。(3) 式中， M_{pt} 表示撤县设区产生外溢效应的机制变量，其他变量与参数解释同 (1) 式。 z_{pt} 、 z_{jt} 为其他影响非撤设县、地级市粮食产量的控制变量，包括生产要素投入、气候环境、宏观经济环境等。 ν_p 、 ν_j 表示地区固定效应，以捕捉反映个体异质性且不随时间变化的因素，如自然条件、区位条件等。 μ_{pt} 、 μ_{jt} 表示年份固定效应，以控制随时间变化而不随地区个体变化的各种因素，如宏观层面的经济波动等外生冲击。 ε_{pt} 、 ε_{jt} 为误差项。 α_1 、 α_2 、 α_3 为常数项。 β_1 、 β_2 、 β_3 为本文关注的核心待估参数。

2. 平行趋势检验模型。鉴于使用双重差分估计方法得出真实因果处理效应的重要前提条件是，在政策执行之前处理组与对照组的粮食产量趋势不存在系统性差异，或者存在差异，差异也是固定的，即需要符合平行趋势假设。为检验趋势是否成立，本文采用事件分析法构建模型 (4) 式进行检验。

$$\text{grain}_{pt} = \alpha_4 + \prod_{k \geq -11, k \neq -1}^{14} \beta_k D_{pt}^k + \lambda_4 z_{pt} + \nu_p + \mu_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (4)$$

在 (4) 式中， D_{pt}^k 为撤县设区实施这一事件的虚拟变量。检验的基本思路是：如果在控制了诸多因素之后，非撤设县粮食产量的下降源于撤县设区事件的发生，则在撤县设区实施之前处理组和对照组在粮食产量的变动趋势上不会显著变化。换言之，如果平行趋势假设满足，则在政策实施当年之前的 β_k 不应显著。此外，相较于模型 (1) 仅估计了撤县设区影响非撤设县粮食产量的平均处理效应，通过将政策干预时点后移，便可以同时利用估计系数 β_k 捕捉政策干预后各年份处理效应的动态变化。假设非撤设县 P 受到撤县设区事件冲击的年份为 y_p ，令 $k = t - y_p$ ；当 $k \leq -11$ 时， $D_{pt}^{-11} = 1$ ，否则为 0；依此类推，当 $k = -11, -10, \dots, 14$ 时，相应的 $D_{pt}^k = 1$ ，否则为 0；当 $k \geq 14$ 时， $D_{pt}^{14} = 1$ ，否则为 0。在具体的回归分析中，为避免虚拟变量的多重共线性，参照标准做法以政策实施前一年为基准组，因此，模型 (4) 式中并无 D_{pt}^{-1} 这个虚拟变量。

3. 空间异质性模型。为考察撤县设区外溢效应的空间异质性，本文进一步纳入距离变量进行刻画。参考王雄元和卜落凡 (2019) 的做法，本文构建 (5) 式加以检验。模型的具体形式如下：

$$\text{grain}_{pt} = \alpha_5 + \beta_5 \text{treat}_p \times \text{post}_{pt} + \sum_{s=1}^m \delta_s N_{pt}^s + \lambda_5 z_{pt} + \nu_p + \mu_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (5)$$

(5) 式在 (1) 式的基础上引入一组新的控制变量 N_{pt}^s 。其中，参数 s 表示县域间的地理距离（单位为千米， $s \geq m$ ），用任意两个县域间的球面距离来衡量。如果第 t 年在距离非撤设县 P ($s - m, s$) 的空间范围内存在撤设县，那么 $N_{pt}^s = 1$ ，否则 $N_{pt}^s = 0$ 。例如， N_{pt}^m 表示第 t 年在距离非撤设县 P 不超过 m 千米的空间范围内是否存在撤设县。因此，变量 N_{pt}^s 的系数 δ_s 反映撤县设区实施后对非撤设县粮食生产的影响。在具体的回归分析中，本文结合实证样本，考虑以 50 千米为单位，报告当 $s = 50, 100, \dots, 450$ 时 (5) 式的回归结果，并通过比较不同阈值 m 下参数 δ_s 的经济与统计显著性来检验撤县设区外溢效应的空间异质性特征。

（三）变量选择与测度

1.被解释变量：粮食生产。参考已有研究（例如张琛和孔祥智，2017），本文选取粮食产量以刻画粮食生产情况。数据主要来源于各省份统计年鉴中的县域数据，未公开与缺失的数据根据各地级市或县域统计年鉴予以补充。

2.核心解释变量：撤县设区政策冲击。（1）式、（3）式、（4）式和（5）式中，若该非撤设县隶属的地级市存在撤设县， $treat_p$ 赋值为1，否则为0；将该非撤设县隶属地级市内最早发生撤县设区的年份作为该县政策冲击的起始年份，若在最早发生撤县设区的当年及之后， $post_{pt}$ 赋值为1，否则为0。需特别指出的是，为干净识别撤县设区的外溢效应及其机制，本文在实际回归中将发生撤并的样本县予以剔除^①。（3）式中，若该地级市辖区内有发生撤县设区， $treat_t$ 赋值为1，否则为0；将该地级市内最早发生撤县设区的年份作为地级市受政策冲击的起始年份，若在最早发生撤县设区的当年及之后， $post_{pt}$ 赋值为1，否则赋值为0。本文所关注的核心解释变量撤县设区政策冲击为政策分组虚拟变量与政策时间虚拟变量的交叉项。

3.机制变量。（4）式中的 M_{pt} 为撤县设区对非撤设县粮食生产造成外溢效应的机制变量。根据相关理论与已有文献，本文聚焦于作为粮食生产核心要素的农地与劳动力，从其数量与结构变化的角度选取耕地用途非农化、耕地种植结构非粮化、劳动力跨地区流动、本地就业结构改变四类机制变量。相关变量的具体测度见后文机制检验部分。

4.控制变量。参考已有研究（伍骏骞等，2017），本文选取的控制变量主要聚焦于以下三个维度：①生产要素投入，包括粮食作物播种面积、化肥施用折纯量、农业机械总动力。②气候环境条件，包括年降水量、年平均气温。③宏观经济情况，包括年末户籍总人口、财政负担、产业结构。以上所涉及的生产要素投入、宏观经济情况数据主要来源于《中国区域经济统计年鉴》（2005—2021年，历年）、《中国城市统计年鉴》（2005—2021年，历年）、《中国城市建设统计年鉴》（2005—2021年，历年）、《中国县（市）社会经济统计年鉴》（2005—2012年，历年）和《中国县域统计年鉴（县市卷）》（2013—2021年，历年），缺失部分通过查询各县（市）统计年鉴与国民经济和社会发展统计公报收集补足。气候环境条件数据来自国家气象科学数据中心^②。

表1给出了研究所涉及变量的赋值与描述性统计特征。

表1 变量说明与描述性统计

变量名称		变量含义	均值	标准差
县级	粮食生产	当年粮食产量（万吨）	27.688	30.985
层面	撤县设区政策冲击	是否为发生撤并地级市内的非撤设县：是=1；否=0	0.111	0.314
	粮食作物播种面积占比	粮食作物播种面积/农作物总播种面积	0.671	0.177

^①最终参与回归估计的样本为覆盖25个省级单位304个地级市单位的1684个县级单位，其中，作为处理组的为91个（发生撤并）地级市单位内部的440个非撤设县。

^②国家气象信息中心—中国气象数据网，<http://data.cma.cn>。

表1 (续)

	经济作物播种面积	当年播种的经济作物面积 (万公顷)	0.223	0.206
	乡村从业人员数	当年乡村从业人员数 (万人)	22.058	16.936
	县内乡外外出从业人员数	当年在所属县内、本乡镇外从业的人员数 (万人)	1.927	1.053
	省内县外外出从业人员数	当年在所属省内、本县外从业的人员数 (万人)	3.170	1.790
	乡村农林牧渔业从业人员数	当年乡村从事农林牧渔业的人员数 (万人)	11.949	9.143
	第二产业外出从业人员	当年在户籍所在乡镇外从事二三产业的人员数 (万人)	12.434	6.117
	农业机械总动力	当年农业机械总动力 (万千瓦)	39.853	39.383
	化肥施用折纯量	当年用于农业生产的化肥数量 (万吨)	2.363	2.487
	粮食作物播种面积	当年播种的粮食作物面积 (万公顷)	50.414	47.927
	年降水量	当年平均降水量 (毫米)	940.338	517.060
	年平均气温	当年平均气温 (摄氏度)	13.769	5.120
	年末户籍总人口	当年年末户籍人口数 (万人)	48.877	35.285
	财政负担	(一般财政预算支出—一般财政预算收入)/一般财政 预算收入	5.328	7.989
	产业结构	100×第一产业增加值/地区生产总值	0.221	0.177
地级 市层 面	粮食生产	当年粮食产量 (万吨)	224.085	207.880
	农业机械总动力	当年农业机械总动力 (万千瓦)	343.091	400.691
	化肥施用折纯量	当年用于农业生产的化肥数量 (万吨)	19.287	15.807
	粮食作物播种面积	当年播种的粮食作物面积 (万公顷)	41.076	32.954
	年度平均降水量	当年平均降水量 (毫米)	937.041	509.916
	年度平均气温	当年平均气温 (摄氏度)	13.839	5.008
	年末总人口	当年年末户籍人口数 (万人)	456.300	263.438
	财政负担	(一般财政预算支出—一般财政预算收入)/一般财政 预算收入	2.869	4.274
	产业结构	100×第一产业增加值/地区生产总值	0.150	0.100
	城市建设用地面积	当年城市建设土地面积 (平方千米)	88.982	89.889

注：模型实际回归中，除离散变量，其余变量均先加上一单位然后再取对数，即 $\ln(\text{真实值}+1)$ 。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果与平行趋势检验

表2汇报了撤县设区对粮食生产外溢效应的基准回归结果。其中，(1)列以非撤设县当年粮食产量作为被解释变量进行估计，(2)列则进一步将被解释变量替换为撤县设区当年及往后两年共三年粮食产量的均值。估计结果显示：撤县设区政策冲击在至少5%水平上显著且回归系数为负，表明撤县设区不仅削弱了同一地级市内部的非撤设县当年的粮食产量，而且对其三年内的粮食产量均值也具有显著的负向影响；并且，从经济学意义上来看，撤县设区政策冲击导致同一地级市内部的非撤设县粮食减产1.4%。换言之，撤县设区对粮食生产的负面冲击的确会外溢到同一地级市内的非撤设县。对粮

食产量的实际值进行描述性统计可以发现，2004—2020年全部样本县的粮食产量均值为27.736万吨，其中有撤县设区发生的同一地级市内部的非撤设县粮食产量均值为27.688万吨，那么可以推算出，撤县设区政策冲击使得非撤设县的粮食产量平均减产0.388万吨。可见，撤县设区的影响在统计学与经济学意义上均显著，初步验证了前文假说H1的部分内容。

表2 撤县设区对粮食生产外溢效应的基准回归结果

	(1) 当年粮食产量	(2) 三年内粮食产量均值
撤县设区政策冲击	-0.014*** (0.004)	-0.011** (0.004)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
常数项	控制	控制
观测值数	19138	17624
R ²	0.981	0.986

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

根据模型(4)式，图1绘制了撤县设区估计系数及其95%的置信区间，以直观考察撤县设区政策的平行趋势以及动态效应。可以发现，处理组与对照组在事件发生之前的粮食生产变动趋势没有显著的系统性差异，即满足平行趋势假设检验，表明符合双重差分使用的前提。且在动态效应上，估计结果显示，撤县设区对非撤设县粮食生产的外溢效应总体上表现出随时间推移逐渐增强的特征，直到撤县设区事件发生的第9年开始，撤县设区对非撤设县粮食生产的外溢效应开始不再显著。

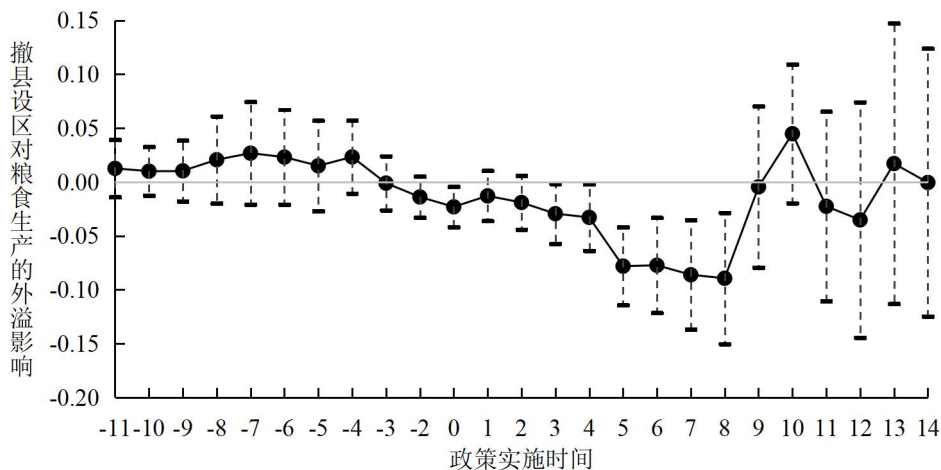


图1 撤县设区外溢效应的平行趋势检验

(二) 空间异质性分析

根据前文的理论分析，非撤设县粮食生产受到的外溢效应可能存在空间异质性，即其受到影响的

具体程度与非撤设县到最近撤设县的空间距离有关。鉴于此，本文进一步纳入距离变量 N_{pt}^s 刻画外溢效应的空间异质性。图 2 在 95% 的置信水平上绘制了 (5) 式估计结果中 N_{pt}^s 变量系数随空间距离的变动趋势。从图 2 可以发现，在一段距离内非撤设县粮食生产受到的外溢效应为负且较为显著，但随着非撤设县到撤设县的距离不断增加，其受到的外溢效应逐渐减弱，验证了前文假说 H2。

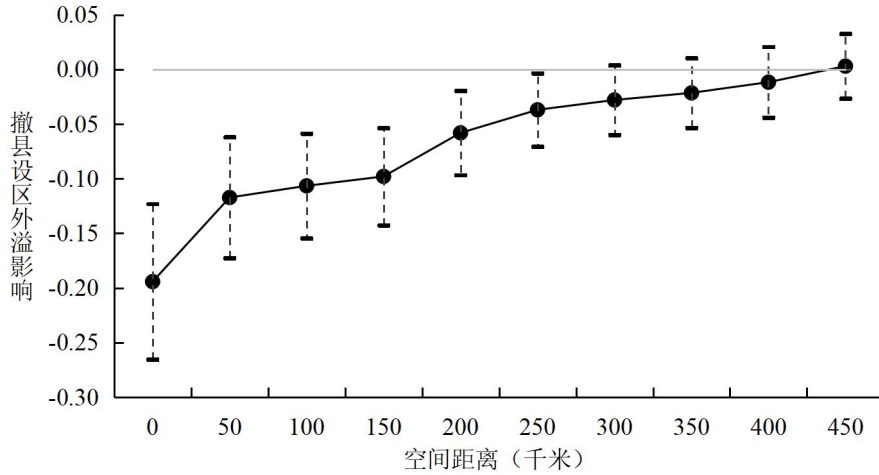


图 2 撤县设区外溢效应的空间异质性特征

(三) 稳健性检验：排除潜在担忧

1. 考虑撤县设区政策的内生性。为获得更为稳健的估计结果，并加深对文章主题的理解，本文进一步采用工具变量法对内生性问题进行处理^①。具体而言，考虑到撤县设区调整服务于城市发展空间扩容以及都市圈、城市群的建设，在撤县设区政策冲击的工具变量选择上，聚焦于地理距离（用该县级单位到所在地级市中心城区的质心距离表示）、地级市内部政区结构（用该县级单位所在地级市上一年市辖区数量占比表示）以及地级市行政等级^②（用地级市行政级别高低表示）三个维度。同时，参考 Nunn and Nancy（2014）在研究中对工具变量的设置方式，构造两个既随时间变化也随地区变化的交互项作为面板数据中撤县设区政策冲击的工具变量：上一年市辖区数量占比的平方×县到所在地级市中心城区的质心距离、地级市行政等级×时间趋势项。表 3 的回归结果显示，在控制内生性问题后，撤县设区政策冲击仍在 1% 的水平上显著且估计系数为负，表明撤县设区对同一地级市内非撤设县粮食生产的外溢效应表现为负向冲击，与理论预期一致。此外，针对工具变量有效性检验的经验指标也表明不存在弱工具变量问题，且通过了外生性检验。这在佐证工具变量合理有效的同时，也验证了基准回归结果的稳健性。

^①在实践中，经济发展水平更高的地区通常更容易达到撤县设区的实施标准而成为上级政府选取的撤并对象，且此类地区往往伴随第一产业产值占比的下降与粮食生产的减弱，由此可能使得撤县设区与粮食生产之间存在反向因果关系。

^②地级市行政等级用所在地级市是否为副省级城市或省会城市来表示，“是”赋值为 1，“否”赋值为 0。

表3 考虑撤县设区政策冲击内生性的稳健性检验

	当年粮食产量			三年内粮食产量均值		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
撤县设区政策冲击	-0.038*** (0.014)	-0.050*** (0.014)	-0.042*** (0.014)	-0.029*** (0.009)	-0.037*** (0.009)	-0.029*** (0.009)
生产要素投入变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
气候环境条件变量		控制	控制		控制	控制
宏观经济情况变量			控制			控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
不可识别检验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
过度识别检验 p 值	0.9010	0.9957	0.8627	0.7058	0.6179	0.4601
弱工具变量检验 F 值	42.502	52.852	49.619	42.503	52.852	49.619
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	20841	18629	18058	18643	16783	16544
R ²	0.444	0.454	0.454	0.376	0.385	0.392

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

2. 考虑地区异质性。中央政府在县域间划定了差异化的粮食安全责任（李宁和周琦宇，2022），对于承担不同程度粮食生产责任的非撤设县而言，其粮食生产受到撤县设区的外溢冲击可能会表现出异质性。为此，本文根据非撤设县是否属于国定产粮大县对县域进行分组回归。表 4 中（1）列和（2）列的估计结果显示，非产粮大县粮食生产受到撤县设区的外溢效应显著为负，而产粮大县粮食生产受到的外溢效应虽然为负，但不显著。这可能是因为，尽管撤县设区导致的生产要素流动给周边产粮大县的粮食生产造成了一定冲击，但由于产粮大县承担着更重的粮食生产责任，当地政府以及上级政府会相对更为严格地把控其粮食产量目标的完成情况。

此外，由于不同地区的经济发展水平存在差异，不同地方政府对经济发展与粮食安全保障双重发展目标的权衡和侧重也将有所不同。因此，本文进一步对东、中部发达地区和西部欠发达地区进行分样本回归，回归结果见表 4 中（3）列和（4）列。估计结果显示，西部欠发达地区粮食生产受到撤县设区的外溢效应显著为负，东、中部地区受到的外溢效应为负但不显著。这意味着：总体上，撤县设区对非撤设县的粮食生产存在负向外溢效应，但这一外溢效应存在地区异质性，即西部欠发达地区粮食生产受到撤县设区政策冲击的外溢效应显著强于东、中部发达地区。出现该现象可能的原因在于：相较于东、中部发达地区而言，西部地区的经济体量、财政收入等明显滞后，因而当西部地区地级市内部有县域发生撤并后，其周边非撤设县的当地政府在“晋升锦标赛”中追求地区生产总值增长的激励更为强烈，尤其可能通过引导大量土地向非农产业聚集以争夺资源、实现增长，进而导致粮食生产被显著削弱。以上检验结果均在一定程度上与前文的理论分析相互印证。

表4 考虑地区异质性情况下的稳健性检验

	考虑地区粮食生产责任异质性的分样本回归		考虑地区经济发达程度异质性的分样本回归	
	(1) 非产粮大县	(2) 产粮大县	(3) 东、中部发达地区	(4) 西部欠发达地区
撤县设区政策冲击	-0.082*** (0.020)	-0.007 (0.019)	-0.005 (0.025)	-0.156*** (0.056)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
不可识别检验 p 值	0.000	0.000	0.000	0.000
过度识别检验 p 值	0.4926	0.2975	0.2856	0.7742
弱工具变量检验 F 值	1544.681	1373.621	1493.676	624.575
常数项	控制	控制	控制	控制
观测值数	11090	6599	5961	7197
R ²	0.503	0.274	0.541	0.282

注：①***表示1%的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

3. 考虑政策冲击强度的差异。考虑到不同撤设县在粮食产能及其所在地级市内部政区数量方面具有明显差异，本文进一步借鉴连续 DID 模型的思路，引入连续型变量，在（2）式基础上构建（6）式，以捕捉撤县设区外溢效应的冲击强度差异：

$$grain_{pt} = \alpha_6 + \beta_6 shock_p \times post_{pt} + \lambda_6 Z_{pt} + \nu_p + \mu_{pt} + \varepsilon_{pt} \quad (6)$$

（6）式中， $shock_p$ 表示非撤设县 p 受到撤并外溢效应的冲击强度。结合前文对外溢效应作用机制的分析，综合考量地级市内部撤县设区发生次数、各撤设县粮食产能、地级市内部政区数量等情况，本文分别从考虑粮食产能冲击强度、考虑政区数量冲击强度，以及同时考虑粮食产能与政区数量冲击强度等不同识别策略入手，对非撤设县受到的冲击强度变量加以说明与测度（见表5）。

表5 非撤设县受到外溢效应的冲击强度测度

强度的识别策略	非撤设县受到外溢效应的冲击强度测算说明
考虑粮食产能冲击强度	所有发生撤设县粮食总产能占地级市粮食产能比重的滞后一期
考虑政区数量冲击强度	地级市内部当年发生撤县设区后剩余县数的倒数
同时考虑粮食产能与政区数量冲击强度	所有发生撤设县粮食总产能占地级市粮食产能比重的滞后一期/地级市内部当年发生撤县设区后剩余县数的倒数

在对撤县设区政策冲击强度进行充分刻画的基础上，表6分别汇报了不同强度识别策略下不考虑与考虑工具变量的 DID 模型估计结果。（1）列~（6）列结果显示，撤县设区政策冲击在1%水平上显著且估计系数均为负，表明不论是考虑粮食产能冲击强度、政区数量冲击强度还是同时考虑两种强度，撤县设区对非撤设县的粮食生产均产生了负向的外溢影响，进一步佐证了前述结论的稳健性。

表 6 考虑冲击强度的外溢效应稳健性检验

	不考虑工具变量的 DID			考虑工具变量的 DID		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	考虑粮食产 能冲击强度	考虑政区 数量冲击强度	同时考虑 两种强度	考虑粮食产 能冲击强度	考虑政区 数量冲击强度	同时考虑 两种强度
撤县设区政策冲击强度	-0.221*** (0.030)	-0.134*** (0.024)	-0.620*** (0.088)	-0.344*** (0.099)	-0.295*** (0.087)	-0.588*** (0.143)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
不可识别检验 p 值				0.000	0.000	0.000
过度识别检验 p 值				0.897	0.660	0.128
弱工具变量检验 F 值				27.893	24.813	216.719
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	19016	19024	19016	17936	17944	17936
R ²	0.981	0.981	0.981	0.455	0.454	0.455

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

4. 撤县设区对地级市层面粮食生产的综合效应。在检验发现撤县设区会同时削弱撤设县与非撤设县粮食生产的基础上，理论上也有可能观测到地级市层面的粮食生产发生波动。鉴于地级市层面受到撤县设区的政策冲击同样可能因撤设县粮食产能以及地级市内部政区数量等方面的异质性而存在差异，本文在（2）式的基础上，仍将进一步构建便于充分刻画政策冲击强度的连续型 DID 模型，以识别地级市层面粮食生产受到的综合效应。模型的具体形式如下：

$$grain_{jt} = \alpha_7 + \beta_7 shock_j \times post_{jt} + \lambda_7 Z_{jt} + \nu_j + \mu_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

（7）式中， $shock_j$ 表示地级市 j 受撤县设区政策冲击的强度，对其具体的测度思路参考上文中对非撤设县受到政策冲击强度的考量，赋值方式见表 7。

表 7 地级市受撤县设区政策冲击的强度测度

强度的识别策略	地级市受撤县设区政策冲击强度测算说明
考虑粮食产能冲击强度	所有发生撤设县粮食总产能占地级市粮食产能比重的滞后一期
考虑区划数量冲击强度	撤并总县数占地级市县级政区数量的比重
同时考虑产能与政区数量冲击强度	所有发生撤设县粮食总产能占地级市粮食产能比重的滞后一期 × 撤并总县数占地级市县级政区数量的比重

表 8 中分别汇报了不考虑工具变量与考虑工具变量的 DID 模型估计结果，并在（1）列和（5）列保留了不考虑政策冲击强度的模型估计结果。估计结果显示，无论是否考虑冲击强度的差异，以及考虑何种维度下的冲击强度，撤县设区政策冲击至少在 10% 水平上显著且估计系数均为负。这表明，撤县设区对撤设县粮食生产的直接效应与对非撤设县粮食生产的外溢效应综合反映到地级市层面依然表

现为显著的削弱作用，换言之，撤县设区的发生显著降低了所在地级市的粮食产量。上述研究结论与理论预期一致，且从侧面印证了前文模型估计结果的稳健性。

表 8 考虑撤县设区对地级市粮食生产综合效应的稳健性检验

	不考虑工具变量的 DID				考虑工具变量的 DID			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	不考虑 政策冲击 强度	考虑 粮食产能 冲击强度	考虑 政区数量 冲击强度	同时考虑 两种强度	不考虑 政策冲击 强度	考虑 粮食产能 冲击强度	考虑 政区数量 冲击强度	同时考虑 两种强度
撤县设区政策 冲击	-0.021** (0.010)				-0.035** (0.015)			
撤县设区政策 冲击强度		-0.143*** (0.049)	-0.115** (0.041)	-0.290*** (0.074)		-0.536* (0.279)	-0.144** (0.062)	-0.988* (0.594)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
不可识别检验 p 值					0.001	0.079	0.004	0.046
过度识别检验 p 值					0.400	0.382	0.372	0.694
弱工具变量检 验 F 值					200.415	40.201	101.831	48.516
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	4625	4046	4046	4046	3995	3492	3492	3492
R ²	0.992	0.992	0.992	0.992	0.648	0.662	0.669	0.663

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

五、作用机制检验

（一）农地非农化

1.耕地用途非农化。从前文理论分析来看，撤县设区能改善地区资源配置效率、优化产业结构空间布局（王禹澔和张恩，2021），进而会对撤设县本地及其所在地级市的经济发展绩效起到积极作用，使得非撤设县农地要素配置受到影响。为此，本部分首先在表 9（1）列和（2）列的回归中实证检验撤县设区对撤设县经济发展的影响，参照余泳泽等（2020）的做法，采用夜间灯光亮度^①、产业结构作为反映该县级单位经济发展绩效情况的指标。估计结果显示，撤县设区政策冲击的确提高了撤设县的经济绩效，且无论是在统计学还是经济学意义上，这一影响均显著。

^①资料来源：美国国家航天航空局，<https://disc.gsfc.nasa.gov/datasets>。

接着,在表9(3)列和(4)列的回归中进一步检验撤县设区对地级市城市建设用地面积^①的影响。估计结果显示,无论是否考虑冲击强度,撤县设区政策冲击均在1%显著性水平上促进了城市建设用地面积的提高。实践中,城市建设用地面积的扩张主要来自对耕地即农业用地的占用。此外,为进一步增加机制分析结果的可信度,本文借鉴已有文献的通常做法,采用中介效应逐步法进行回归,并汇报了Sobel检验结果。为稳健起见,表9中还分别汇报了不考虑撤县设区对非撤设县政策冲击强度差异以及同时考虑两种政策冲击强度差异情形下的估计结果。从表9(5)列~(8)列的检验结果可以发现,无论是否考虑撤县设区政策冲击强度差异,将粮食作物播种面积作为机制变量纳入模型的回归结果均显示,撤县设区政策冲击显著削弱了非撤设县的粮食作物播种面积。Sobel检验的结果也表明中介效应显著。可见,耕地用途非农化的确是撤县设区对非撤设县粮食生产产生外溢效应的作用机制。

表9 撤县设区外溢效应的耕地用途非农化机制

	撤设县样本		地级市样本		地级市内非撤设县样本			
	夜间灯光 亮度	产业结构	城市建设用地面积		粮食作物 播种面积	粮食产量	粮食作物 播种面积	粮食产量
			不考虑 冲击强度	考虑两种 冲击强度	不考虑 冲击强度	不考虑 冲击强度	考虑两种 冲击强度	考虑两种 冲击强度
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
撤县设区政策 冲击	0.463*** (0.111)	0.966*** (0.293)	0.215*** (0.074)		-0.027*** (0.009)		-2.995*** (1.034)	
撤县设区政策 冲击强度				6.531*** (1.632)		-0.041*** (0.010)		-5.566*** (1.260)
粮食作物播种 面积						0.900*** (0.044)		0.883*** (0.060)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel 检验					z=-2.968*** (p 值=0.003) 中介效应显著		z=-2.842*** (p 值=0.004) 中介效应显著	
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	19352	22620	3663	3255	18058	18058	17936	17936
R ²	0.077	0.024	0.065	-0.220	0.075	0.447	0.010	0.343

注:①***表示1%的显著性水平;②括号内的数字表示稳健标准误。

2.耕地种植结构非粮化。在农地要素重构方面,撤县设区理论上也有可能影响非撤设县耕地种植结构,进而对其粮食生产产生外溢效应。为此,借鉴已有研究做法(如,罗必良等,2018),采用经济作物播种面积以及粮食作物播种面积的占比来表征耕地种植结构调整。表10(1)列、(3)列、(5)列和(7)列汇报了撤县设区影响非撤设县耕地种植结构的回归结果。估计结果显示,无论是否

^①资料来源:《中国城市建设统计年鉴》(2005—2021,历年)。

考虑撤县设区的政策冲击强度差异，撤县设区政策冲击均在 1%的水平上显著增加经济作物播种面积占比、削弱粮食作物播种面积占比，即加剧了非撤设县耕地种植结构的非粮化调整。与此同时，为增强机制分析研究结论的可信度，同样汇报了逐步法以及 Sobel 检验的估计结果。表 10（2）列、（4）列、（6）列和（8）列分别为将机制变量纳入基准模型（2）式后的估计结果，可以发现，撤县设区政策冲击至少在 10%的统计水平上显著且估计系数为负。同时，Sobel 检验结果表明中介效应显著。综合以上结果可以发现，耕地种植结构调整也是撤县设区对非撤设县粮食生产产生外溢效应的重要渠道。

表 10 撤县设区外溢效应的耕地种植结构非粮化机制

	不考虑冲击强度		考虑两种冲击强度		不考虑冲击强度		考虑两种冲击强度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	经济作物 播种面积	粮食 产量	经济作物 播种面积	粮食 产量	粮食作物播 种面积占比	粮食 产量	粮食作物播 种面积占比	粮食 产量
撤县设区政策冲击	0.086*** (0.013)	-0.038** (0.016)			-0.046*** (0.007)	-0.074* (0.038)		
撤县设区政策冲击强度			2.232*** (0.419)	-1.700*** (0.466)			-1.449*** (0.234)	-4.390*** (0.757)
经济作物播种面积	—	-0.188*** (0.014)	—	-0.190*** (0.014)	—	—	—	—
粮食作物播种面积占比	—	—	—	—	—	1.895*** (0.156)	—	1.885*** (0.102)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel 检验	z=-5.934*** (p 值=0.000) 中介效应显著		z= -4.959*** (p 值=0.000) 中介效应显著		z= -5.780*** (p 值=0.000) 中介效应显著		z= -5.871*** (p 值=0.000) 中介效应显著	
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	16429	16429	16364	16364	16429	16429	16364	16364
R ²	0.028	0.112	0.013	0.112	-0.046	0.276	-0.150	0.222

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

（二）劳动力非农化

1. 劳动力跨地区流动。针对测度劳动力跨地区流动的变量选取，本文不仅采用“县内乡外外出劳动力”和“省内县外外出劳动力”指标直接刻画^①，也通过“乡村从业人员数”从侧面进行表征。从表 11（1）列～（4）列的回归结果可以发现，撤县设区政策冲击在 1%的水平上显著促进了非撤设县县内乡外外出劳动力数的增加，以及省内县外外出劳动力数的减少。出现这一结果的原因可能在于，

^①需要说明的是：在目前政府公开的社会经济统计数据中，只有湖北省在《湖北农村统计年鉴》（2005—2021 年，历年）中完整公布了县（市、区）级层面的乡村劳动力流动数据，故在涉及劳动力流动变量的估计模型中，所采用的样本只包括湖北省数据。下同。

撤县设区的发生可能会对非撤设县非农就业市场的建设与发展产生正向的外溢效应。尽管省内县外外出劳动力指标无法区分劳动力流动方向的地级市边界，但是，撤县设区影响显著为负的结果依然从侧面佐证了前文的理论分析。（5）列和（7）列汇报了将乡村从业人员数作为被解释变量的回归结果，结果显示，撤县设区政策冲击的估计结果同样在 1%水平上显著且系数为负，说明撤县设区对非撤设县的劳动力跨地区流动产生了外溢影响，使得非撤设县的乡村从业人员数显著减少。此外，与前文机制检验的思路相类似，从表 11 中采用的逐步法以及 Sobel 检验估计结果来看，撤县设区政策冲击以及乡村从业人员数的估计结果均在 1%水平上显著，Sobel 检验结果的 z 值也在至少 5%的水平上显著。这进一步佐证了劳动力跨地区流动机制是撤县设区对非撤设县粮食生产产生外溢效应的重要机制。

表 11 撤县设区外溢效应的劳动力跨地区流动机制

	不考虑冲击强度		考虑两种冲击强度		不考虑冲击强度		考虑两种冲击强度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	县内乡外外出劳动力	省内县外外出劳动力	县内乡外外出劳动力	省内县外外出劳动力	乡村从业人员数	粮食产量	乡村从业人员数	粮食产量
撤县设区政策冲击	0.183*** (0.045)	-0.104*** (0.038)			-0.081*** (0.026)	-0.241*** (0.053)		
撤县设区政策冲击强度			4.234*** (1.013)	-2.391*** (0.875)			-1.933*** (0.627)	-1.122*** (0.280)
乡村从业人员数						0.144*** (0.036)		0.036** (0.013)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel 检验					z=-2.458*** (p 值=0.005) 中介效应显著		z=-2.150** (p 值=0.032) 中介效应显著	
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	696	696	696	696	17064	17064	17047	17058
R ²	0.102	0.042	0.107	0.043	0.028	0.381	0.010	0.380

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内的数字表示稳健标准误。

2.本地就业结构改变。前文的理论分析中指出，面临撤县设区冲击后周边县域的劳动力要素可能会基于配置效率与收益的差异流向非农产业，进而可能对地区粮食生产形成外溢的负向影响。鉴于此，本部分进一步检验本地就业结构改变这一作用机制。考虑到从事狭义农业产业的劳动力人数较难直接获取，本文借鉴已有研究的常用做法（如，苏昕和刘昊龙，2017），选取“乡村农林牧渔业从业人员数”来表征农业劳动力的数量，同时采用“二三产业外出从业人员数”指标从侧面加以刻画，共同反映本地就业结构的变动。根据表 12（1）列、（3）列、（5）列、（6）列的估计结果，无论是否考虑撤县设区冲击的强度差异，撤县设区政策冲击均在 1%统计水平上显著减少了非撤设县的乡村农林牧渔业从业人员数，增加了二三产业的外出从业人员数，这一结论与理论预期相一致。同时，（2）列与

(4)列中,逐步法与 Sobel 检验的回归结果显示,本地就业结构改变在撤县设区对非撤设县粮食生产的外溢效应中起到了中介作用。可见,本地就业结构由农业领域向非农领域的转移的确构成了撤县设区产生外溢效应的作用机制,由此验证了前文的研究假说 H1。

表 12 撤县设区外溢效应的本地就业结构改变机制

	不考虑冲击强度		考虑两种冲击强度		不考虑冲击强度	考虑两种冲击强度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	乡村农林牧渔业从业人员数	粮食产量	乡村农林牧渔业从业人员数	粮食产量	二三产业外出从业人员	二三产业外出从业人员
撤县设区政策冲击	-0.100*** (0.026)	-0.212*** (0.046)			0.065*** (0.020)	
撤县设区政策冲击强度			-2.793*** (0.765)	-6.311*** (0.929)		1.906*** (0.532)
乡村农林牧渔业从业人员数		0.061*** (0.018)		0.045*** (0.012)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Sobel 检验	z=-2.543** (p 值=0.011) 中介效应显著		z=-2.616** (p 值=0.009) 中介效应显著		—	—
常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	15856	15856	15822	15822	696	696
R ²	0.028	0.422	-0.003	0.339	0.111	0.111

注:①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平;②括号内的数字表示稳健标准误。

六、研究结论与政策建议

系统考察撤县设区对区域粮食生产的外溢效应,有助于从全局层面把握撤县设区与粮食安全之间的关系,从而为协同城市化发展与粮食安全保障提供科学参考。鉴于此,本文在理论上聚焦于影响粮食生产的农地与劳动力要素配置变化,基于 2004—2020 年全国 25 个省级单位 314 个地级市单位 1797 个县级单位的面板数据,采用多期双重差分法、工具变量法等估计方法,探究了撤县设区对粮食生产的外溢效应及其作用机制。研究表明:第一,撤县设区会对非撤设县的粮食生产造成外溢的负向冲击,且该外溢效应在空间上表现出随距离增加而逐渐减弱的异质性特征。第二,上述外溢效应综合反映到地级市层面同样表现出撤县设区对粮食生产的削弱作用。第三,在作用机制上,撤县设区主要通过影响周边非撤设县耕地用途非农化、种植结构非粮化的农地非农化机制,以及劳动力跨地区流动、本地就业结构改变的劳动力非农化机制,对粮食生产造成外溢的负向冲击。

结合研究发现,本文提出如下三点政策启示:首先,在当前国家日益强调稳妥推进撤县设区与切实保障县域粮食安全的现实背景下,应充分考量撤设县及其邻近地区的粮食生产情况,进而综合评估地区进行撤县设区改革的必要性、可行性和科学性。其次,应重点聚焦并积极应对撤县设区进程中生

产要素的非农化转变。一方面统筹协调好城市建设用地与耕地用地数量，尤其是借助撤设县的生产资源优势实现对农业的反哺，赋能农业结构优化、生产条件改善，从而提高耕地资源利用效率、保证粮食综合生产能力；另一方面应继续深化户籍制度改革、弱化行政管理体制边界，并在此基础上大力发展粮食生产社会化服务组织，通过机械化等方式实现农业生产劳动力资源的要素替代，以稳定粮食播种面积与产量。最后，考虑到地理邻近性因素的作用，地方政府应不断加强县域与周边县域之间关于粮食生产的技术交流与合作，并统筹协调好不同地区之间的经济发展目标与粮食生产任务。

参考文献

- 1.陈国亮、陈建军，2012：《产业关联、空间地理与二三产业共同集聚——来自中国212个城市的经验考察》，《管理世界》第4期，第82-100页。
- 2.杜志雄，2013：《粮食安全国家责任与地方目标的博弈》，北京：中国社会科学出版社，第126-127页。
- 3.李宁、周琦宇，2023：《嵌入的机制探究：撤县设区中的粮食安全主体责任转变》，《农业经济问题》第3期，第72-87页。
- 4.李宁、周琦宇，2022：《粮食生产责任会激励地方政府撤县设区吗？》，《山西财经大学学报》第12期，第18-33页。
- 5.卢盛峰、陈思霞，2016：《政策偏袒的经济收益：来自中国工业企业出口的证据》，《金融研究》第7期，第33-47页。
- 6.罗光强，2012：《我国粮食主产区粮食安全责任实现的路径及对策》，《经济纵横》第1期，第84-87页。
- 7.罗万纯，2020：《中国粮食安全治理：发展趋势、挑战及改进》，《中国农村经济》第12期，第56-66页。
- 8.罗必良、江雪萍、李尚蒲等，2018：《农地流转会导致种植结构“非粮化”吗》，《江海学刊》第2期，第94-101页、第238页。
- 9.邵朝对、苏丹妮、包群，2018：《中国式分权下撤县设区的增长绩效评估》，《世界经济》第10期，第101-125页。
- 10.苏昕、刘昊龙，2017：《农村劳动力转移背景下农业合作经营对农业生产效率的影响》，《中国农村经济》第5期，第58-72页。
- 11.叶林、杨宇泽，2017：《中国城市行政区划调整的三重逻辑：一个研究述评》，《公共行政评论》第4期，第158-178页、第196页。
- 12.王贤彬、谢小平，2012：《区域市场的行政整合与经济增长》，《南方经济》第3期，第23-36页。
- 13.王雄元、卜落凡，2019：《国际出口贸易与企业创新——基于“中欧班列”开通的准自然实验研究》，《中国工业经济》第10期，第80-98页。
- 14.王禹濤、张恩，2021：《“撤县设区”研究刍议与展望》，《中国行政管理》第2期，第116-122页。
- 15.伍骏骞、方师乐、李谷成等，2017：《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》，《中国农村经济》第6期，第44-57页。
- 16.吴方卫、闫周府，2018：《劳动禀赋变化：要素替代抑或生产退出——以蚕桑生产为例》，《农业技术经济》第12期，第30-40页。
- 17.杨桐彬、朱英明、周波，2020：《行政区划调整对城市化发展失衡的影响——基于撤县设区的准自然实验》，《现代财经（天津财经大学学报）》第8期，第88-99页。

- 18.余泳泽、孙鹏博、宣烨，2020：《地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级？》，《经济研究》第8期，第57-72页。
- 19.詹新宇、曾傅雯，2021：《行政区划调整提升经济发展质量了吗？——来自“撤县设区”的经验证据》，《财贸研究》第4期，第70-82页。
- 20.张琛、孔祥智，2017：《行政区划调整与粮食生产：来自合成控制法的证据》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第3期，第121-133页、第159页。
- 21.Fan, S., L. X. Li, and X. B. Zhang, 2012, “Challenges of Creating Cities in China: Lessons from a Short-Lived County-to-City Upgrading Policy”, *Journal of Comparative Economics*, 40(3): 476-491.
- 22.Nunn, N., and Nancy, Q., 2014, “US Food Aid and Civil Conflict”, *American Economic Review*, 104(6): 1630-1666.
- 23.Lan, F., C. C. Jiao, G. Y. Deng, and H. L. Da, 2021, “Urban Agglomeration, Housing Price and Space-Time Spillover Effect—Empirical Evidences Based on Data from Hundreds of Cities in China”, *Managerial and decision economics*, 42(4): 898-919.

（作者单位：¹南京财经大学粮食与物资学院；

²南京农业大学公共管理学院）

（责任编辑：陈静怡）

The Spillover Effect of the Withdrawal of Counties into Districts on Regional Grain Production

LI Ning ZHOU Qiyu

Abstract: To systematically examine the spillover effect of withdrawing counties into districts on regional grain production helps comprehend the relationship between the withdrawal and food security from a global perspective, providing policy implications for coordinated development of urbanization and food security. Based on the panel data covering 1,797 county-level administrative units in China from 2004 to 2020, this study employs a difference-in-differences method and instrumental variable approach to investigate the spillover effect of withdrawing counties into districts on grain production and its underlying mechanisms. The findings indicate that the withdrawal of counties into districts has a negative spillover effect on neighboring unrevoked counties, which exhibits spatial heterogeneity of a diminishing magnitude with an increasing distance. At the municipal level, the spillover effect is also manifested as a weakening effect of withdrawing counties into districts on grain production. The study further reveals that the negative spillover effect is mainly attributed to the non-agricultural transfers of farmland and labor force.

Keywords: Withdrawal of Counties into Districts; Food Production; Spillover Effect; Non-agricultural Transfer of Farmland; Non-agricultural Transfer of Labor Force