

以高质量数据治理激活数据要素潜能

谢波峰

中国人民大学习近平法治思想研究中心，财政金融学院

数据作为新型生产要素，是数字化、网络化、智能化的基础，已快速融入生产、分配、流通、消费和社会服务管理各环节，在驱动经济社会发展中的基础性作用日益凸显，对于构筑国家竞争新优势意义愈发重大。高水平的数字中国建设需要高水平的数据要素配置，高质量的数字化发展离不开高质量的数据治理。我们要深刻认识数据治理的重大意义，充分把握数据治理的理念目标，优化数据治理分工协作，压实各方数据治理责任，通过高质量数据治理激活数据要素潜能、实现数据要素价值，为推进中国式现代化注入不竭的数字动力。

认识数据治理重大意义。习近平总书记指出，“以互联网、大数据、人工智能为代表的新一代信息技术蓬勃发展，对各国经济发展、社会进步、人民生活带来重大而深远的影响”。数据治理作为数据基础制度建设的一项重要内容，事关国家发展和安全大局。如果数据治理失灵、无效，数据被随意窃取滥用、任意泄漏转卖甚至不加监管地流动到境外，就会对国家安全带来巨大隐患，对个人信息权利造成严重损害。这样，数据不仅不能为经济社会健康发展提供巨大便利，反而会带来各种问题，给全面建设社会主义现代化国家带来阻碍。加强数据治理，不仅是一国自身的发展需要，也是人类面临的共同挑战。深化全球数据治理，打破数字壁垒，推动数据互联，积极拓展平等、开放、合作的数字伙伴关系，才能更好让数据造福人类，推动人类进步事业。我们要建设更高水平的数字文明，就要从战略高度充分认识数据治理的重大意义，使加强数据治理成为推进数字中国建设的重要引擎，更好满足人民群众日益增长的美好生活需要。

把握数据治理理念目标。党和国家充分认识到并高度重视数据作为一种新型生产要素的重要性，出台了一系列政策措施以推动数据要素价值充分释放。党的十九届四中全会首次将数据与土地、劳动力、资本、技术并列作为重要的生产要素。2020年5月，中共中央、国务院印发《关于新时代加快完善社会主义市场经济体制的意见》，强调要加快培育发展数据要素市场。2022年底出台的《中共中央国务院关于构建数据基础制度更好发挥数据要素作

用的意见》，进一步从数据产权、流通交易、收益分配以及安全治理等方面构建起我国数据基础制度的“四梁八柱”。实现高质量数据治理，必须认真学习贯彻以习近平同志为核心的党中央围绕数据治理提出的一系列新理念、新思想、新战略，坚持改革创新、系统谋划，以维护国家数据安全、保护个人信息和商业秘密为前提，以促进数据合规高效流通使用、赋能实体经济为主线，以数据产权、流通交易、收益分配、安全治理为重点，推动各项意见建议落实落地，大力提升数据要素配置的整体性、系统性、协同性、融合性，更好实现数据要素价值，为推动高质量发展、推进中国式现代化提供有力数字支撑。

优化数据治理分工协作。根据新一轮机构改革的总体安排，国家数据局负责协调推进数据基础制度建设，统筹数据资源整合共享和开发利用，统筹推进数字中国、数字经济、数字社会规划和建设等，这一安排适应了新发展阶段对全面加强数据治理、促进高质量发展的迫切需求。网信部门承担着维护网络安全、数据安全和网络空间内容治理等方面的任务，具有以安全为导向的鲜明特征。实现高质量数据治理，需要完善数据治理的体制机制，优化不同层级、不同部门之间的分工协同。一方面，优化数据治理机构是高质量数据治理在组织层面的要求和体现，形成横向和纵向职责清晰、分工明确的治理机构是数据治理专业化走向高水平成熟阶段的标志。另一方面，在优化数据治理机构的具体过程中，进行职责分工、定岗定编、建章建制，是落实高质量数据治理的重要措施，通过治理机构的优化和整合，验证相应职能分工协作的科学合理性、可操作性，进一步明确数据统筹管理涉及机构的各自工作重点，形成各司其职、互相配合的有机体系。

压实各方数据治理责任。党和政府在数字中国建设、数字经济发展和数据要素配置等领域已经作出有效的规划和部署，为加强数据治理工作擘画了发展蓝图。一分部署，九分落实。实现高质量数据治理，必须把压实责任贯穿数据治理全过程，明确各方主体责任和义务，构建政府、企业、社会多方协同的数据治理模式，形成有效市场和有为政府相结合的数据要素治理格局，以久久为功的韧劲、滴水穿石的毅力、攻坚克难的决心，把数据治理责任落实落细。创新政府治理方式，充分发挥政府有序引导和规范发展的作用，守住安全底线，明确监管红线，打造安全可信、包容创新、公平开放、监管有效的数据要素市场环境。企业应牢固树立责任意识和自律意识，落实在数据来源、数据产权、数据质量、数据使用等方面的数据治理责任，依法进行数据采集汇聚、加工处理、流通交易、共享利用，依法保护数据安全和用户个人信息权益。完善行业自律机制，鼓励行业协会等社会力量积极参与数据要素市场建设，充分发挥社会力量多方参与的协同治理作用。

财政分权、定向激励与促进乡村振兴的制度安排 ——基于“省直管县”财政体制改革的历史经验

摘要：县级政府在全面推进乡村振兴的过程中扮演着关键角色，为确保其高效履行支农职能，需要健全包含县级政府能力提升与定向激励的制度安排。本文总结了“省直管县”财政体制改革的相关历史经验，基于中国 1994-2010 年 1512 个县的面板数据，采用双重差分法，研究了这项改革对县域农业增长的影响。研究发现，研究期内，“省直管县”财政体制改革对农业增长存在 3%-4% 的负向影响。我们认为，在“中国式分权”的背景下，县级政府的行为受到了 GDP 考核强激励的影响，在扩权后倾向于加强经济政策的城市导向，促使改革县的城市和非农经济加速增长。但另一方面，由于农业增长考核的滞后性和非强制性，扩权县对“三农”工作的重视程度下降，财政资源加速流出农业，农业基础设施建设的支持力度不足，城市和工业发展的红利并没有较好地反哺农业。上述因素共同导致了农业生产要素的加速流出以及农业全要素生产率的下降，构成农业增长疲软的直接原因。进一步研究发现，粮食主产县与非粮食主产县面对的农业考核激励存在差异，使得改革对两类县的农业增长影响存在异质性。时间维度上，随着农业考核激励被引入并逐渐加强，改革对县域农业增长的负面影响随着激励的叠加有所缓解。本文基于上述历史经验，提出了相关政策性建议。

关键字：“省直管县”财政体制改革、财政分权、定向激励、乡村振兴

一、引言

当前，人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾成为我国社会的主要矛盾。要解决发展不平衡不充分的问题，重点难点在“三农”，迫切需要补齐农业农村短板弱项，推动城乡协调发展。而在新时期，解决“三农”问题，就要紧紧围绕乡村振兴这一“三农”工作的重心，牢牢把握“产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕”的总要求。其中，“产业兴旺”位于首要位置，而对于广大农村地域而言，产业兴旺离不开农业兴旺，稳住农业基本盘，守好“三农”基础，是应变局、开新局的“压舱石”。

地方政府在推进乡村振兴的过程中扮演着重要角色，其中，县一级处于承上启下的关键

环节,同时因其管辖的县域地带承载了我国绝大多数农业活动和绝大多数农业人口,使得县级政府在乡村振兴的过程中需要充当“一线指挥所”。2021 年中央一号文件明确了县级政府在农村工作领导体制中“抓落实”的地位,强调“县委书记应当把主要精力放在‘三农’工作上”,体现了党中央对县级政府在乡村振兴中重要地位的深层次考量。

让县级政府充分支持县域农业的发展,需要建立一套完善的制度体系,不仅赋予县级政府相应的支农能力,还要给予其推动农业发展的充分激励。在一系列制度元素中,财政体制是核心变量,对于县级政府而言,这一制度体现为省、市、县之间的财权分配关系。改革开放以来,我国通过财政与行政分权,赋予地方政府在处理本地区经济事务中较大的自由裁量权,并通过以 GDP 为主的政绩考核体系强化地方官员发展经济的激励(Qian & Xu, 1993; Montinola et al., 1995; Qian & Weingast, 1997; Qian & Roland, 1998; Maskin, et al., 2000; Jin, et al., 2005; Qian, et al., 2006; 周黎安, 2004, 2007),这成为了改革开放后中国经济高速发展的重要原因(Oi, 1992; Weingast, 1995; Lin & Liu, 2000; 沈坤荣、付文林, 2005)。21 世纪初推行的“省直管县”财政体制改革是上述“中国式分权”理念在县一级的具体化,也是改革开放以来省以下财政分权最具制度化的实践。

“省直管县”财政体制改革对政府行为和县域经济社会发展绩效的影响是全方位的。从现有研究来看,诸多学者的研究视角集中在这项改革对县级政府财政收支(才国伟、黄亮雄, 2010; 贾俊雪、宁静, 2015; Huang, et al, 2017)、县域经济增长(郑新业等, 2011; Li, et al., 2016)、县域公共服务水平(陈思霞、卢胜峰, 2014; 谭之博等, 2015)、县域辖区内工业企业行为(袁渊、左翔, 2011; 刘冲等, 2014; Pan, et al., 2018; 李广众、贾凡胜, 2019)等方面的影响。然而,党的十七届三中全会通过的《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》明确指出“推进省直接管理县(市)财政体制改革,优先将农业大县纳入改革范围”,这项改革的重要目标之一是通过提升县级政府的财权促进农业发展、保障粮食安全。吴金群(2010)也指出,“省直管县”财政体制改革旨在通过缓解县乡财政紧张,带动农业农村发展。令人遗憾的是,研究这项改革对农业增长影响的研究仍显匮乏。农业是战略性产业,但同时也是弱质性产业,在中国的工农、城乡关系中,农业与农村长期位于从属地位。相比于更注重农业战略意义的中央政府而言,地方政府在发展经济的强大激励下会实行城市倾向的经济政策(Yang, 1999; 陆铭、陈钊, 2004; 王永钦等, 2007),并牺牲农业农村的发展,以至于一些基层官员认为“‘三农’说起来重要、干起来次要、忙起来不要”¹。在上述背

¹ 详见《起草组解读一号文件:避免三农说起来重要忙起来不要》
<http://finance.sina.com.cn/china/gncj/2018-02-08/doc-ifyrkrva4940726.shtml>。

景下,“省直管县”财政体制改革是否真的如改革初衷所愿提升了县域农业发展的绩效? 县级政府是否真的会将扩权后获得的增量资源用于农业农村发展, 还是反而加速了其离农的进程? 需要进一步研究。在“三农”工作重心历史性地转移到乡村振兴的时代背景下, 梳理和总结这一改革对县级政府涉农职能履行以及农业农村发展绩效影响的历史经验, 有利于为我国在新发展阶段健全农村工作领导体制, 促进县级政府在乡村振兴中更好地发挥职能提供一定的参考。

本文使用 1994-2010 年县级面板数据, 运用双重差分模型系统研究了“省直管县”财政体制改革对县域农业增长的影响和作用机制。研究表明, “省直管县”财政体制改革会使改革县的农业总产值相对于未改革县平均下降 3%-4%, 这与该政策促进农业农村发展的一大初衷相违背。本文认为, 在“中国式分权”大背景尤其是在经济发展目标的强激励下, 扩权后的县级政府会将所获得的增量财政资源更多投入到城市和非农产业中, 加速地方政府政策的城市导向。这一结果一方面提升了城镇基础设施建设水平、促进了城镇资本的积累、工业企业的发展和城镇就业机会的增加, 产生对农业生产要素的“拉力”。另一方面, 由于农业对经济增长短期拉动作用有限, 加之农业增长考核目标往往是软性约束, 扩权后的县级政府在经济发展指挥棒的作用下加速离农, 体现为财政支农资金在总量、强度和比重上的全面下降, 农业基础设施建设相对停滞, 对农业生产要素形成了“推力”。在推力和拉力的共同作用下, 改革县的农业生产要素加速流出, 构成了农业增长疲软的直接原因。

异质性分析结果显示, 对于非粮食主产县而言, “省直管县”财政体制改革会导致县域农业总产值相对于未经历改革的非粮食主产县平均下降 6.06%, 而对于粮食主产县而言, 改革对县域农业总产值的影响并不显著²。虽然粮食主产县和非粮食主产县均以经济增长为主要发展目标, 但上级政府对上述两类县农业发展的要求与约束存在一定差异, 粮食主产县的县级政府所面临的农业增长目标约束比非粮食主产县更为强硬、紧迫和具体, 这导致了改革对粮食主产县县和非粮食主产县县的政府行为产生了差异化的影响。同时, 随着时间的推移, 尤其是 2009 年以后, 中央政府对地方官员“三农”绩效考核的强度正在增强, 我们发现, 在叠加了对县级官员的定向激励后, 2009 年后“省直管县”财政体制改革对县域农业增长的负面影响消失, 同时数据也显示, 2009 年以来我国政府的财政支农支出比重显著增大, 一定程度上佐证了农业定向激励对官员行为的重塑和农业发展绩效的改变起着至关重要的作用。

² 对于粮食主产县和非粮食主产县的划分, 主要依据国务院发布的《全国新增 1000 亿斤粮食生产能力规划(2009-2020 年)》, 其中共划定了 800 个粮食主产县。

与已有文献相比,本文的可能贡献在于:第一,与以往研究主要关注财政收支、公共服务、整体经济不同,本文聚焦“省直管县”财政体制改革对农业生产的影响,进一步丰富“中国式分权”视角下地方政府行为和经济社会发展绩效的经验证据;第二,本文从理论上厘清了该改革通过拉力和推力两条途径影响农业发展的作用机制,并进行了实证检验和异质性分析;第三,本文将财政分权和定向激励纳入到统一分析框架,利用“省直管县”改革和强化农业绩效考核政策的冲击开展相应的实证研究,通过对改革的历史经验的研究,为乡村振兴战略背景下有效促进农业农村发展提供经验参考。

二、制度背景与理论分析

自 1982 年中共中央发布《改革地区体制,实行市领导县体制的通知》以来,“市管县”体制一直是省以下行政管理体制的主要形式。然而,这一体制在实际运行过程中的效果和其试图通过中心城市的发展带动周边县域发展的初衷相违背(吴金群,2010),县级政府财政资源频繁受到地市级政府的截留,县级政府在公共服务、农业发展等方面的职能履行受到了负面影响(贾康、白景明,2002; Li, et al., 2016; Bo et al., 2020)。为解决上述问题,从 21 世纪初开始,我国开始实行“省直管县”财政管理体制(Province-managing-county Reform, PMC Reform)。改革以“试点+推广”的渐进模式推进,到 2012 年底,改革已经覆盖中国大陆除新疆、西藏、内蒙古和四个直辖市以外的 24 省(区)的 1130 个县(自治县、县级市),占我国 2012 年底 1992 个县(自治县、旗、县级市)的 56.72%³。“省直管县”和“市管县”财政管理体制并存,成为我国省以下纵向政府间财政关系的主要特点。

根据财政部 2009 年发布的《关于推进省直接管理县财政改革的意见》,改革主要是指在政府间收支划分、转移支付、资金往来、预决算、年终结算等方面,建立省财政与市、县财政的直接联系,县财政绕过地市一级,事实上将省以下财政层级从“省—市—县”三级调整为“省—市、县”两级(郑新业,2011)。具体而言,改革包括提高县级财政在税收分成中的分享比例,提升县级政府的预算管理权限,加大省级政府对县级政府的转移支付力度,以及取消市县之间的日常资金往来关系,实现省县间资金下拨和上划绕过地级市等具体方面。从理论上讲,这些举措赋予了县级政府更大的财力和支配权。大量实证文献也论证了这项改革对避免财政“漏斗效应”,缓解县级财政困难,提高县级政府的财政自给能力具有积极作用(刘冲

³ 根据国家统计局统计资料,2012 年我国共有 2852 个县级单位,其中市辖区 860 个,县级市 368 个,其余均为县(自治县、旗)。“省直管县”财政体制改革主要是针对县(自治县、旗)、县级市而言的,市辖区的财政普遍受地级市政府的管理。

等, 2014; 王小龙、方金金, 2015; Li, et al, 2016)。

然而, 财力提升仅仅为县级政府实现其经济社会发展目标建立了基础, 问题的关键在于扩权后的县级政府如何使用扩张的财政资源。就本文研究主题而言, 扩权政府的行为导向体现在其财政资源, 尤其是增量资源在城市与农村之间、工业与农业之间的分配格局。这种分配格局受到县级政府所处的制度环境的影响。改革开放以来, 中央政府将经济管理和财政管理权限向地方下放, 地方政府拥有了更多的经济决策权 (Montinola et al., 1995)。同时, 上级政府始终保持着对下级政府官员的考核权与政治任命权, 以经济绩效为核心的官员考核提拔标准, 给予地方官员发展经济的强大激励 (周黎安, 2004, 2007; Li & Zhou, 2005)。同时, 在财政分权背景当中, 地方政府从当地税收分成比率的提高, 也激励了地方政府做大税基、促进经济增长 (Jin et al., 2005)。

在上述制度环境的激励下, 地方政府在财权和经济管理权限扩大的情况下, 更能凭借其“自由裁量权”, 灵活运用各类政策工具完成经济发展目标。不少学者研究了分权背景下地方政府在包括增加生产性支出、加大基础设施建设、支持企业发展等领域在内的经济促进行为 (Lin et al., 2006; Xu, 2011; Yu et al., 2016)。经济激励下地方政府发展经济的努力, 被认为是中国经济增长的重要原因 (Oi, 1992; Weingast, 1995; Qian & Weingast, 1996; Jin, et al., 2005)。

然而另一方面, 与 Tiebout (1956)、Oates (1993, 1999) 等为代表的传统分权理论不同, 由于“中国式分权”背景下的地方政府会倾向于投资那些在短期任期内可兑现、易于出政绩的经济项目, 教育、卫生、文化、环境等的领域则相对不受重视 (乔宝云等, 2005; 王永钦等, 2007; 周黎安, 2007; 付勇、张晏, 2007; 陈思霞、卢胜峰, 2014; 贾俊雪、宁静, 2015)。同时, 城市与非农产业是地方经济的引擎, 是地方政府开展经济竞争的主战场, 在以经济发展为首要目标的考核激励下, 地方政府会实行城市倾向的经济政策 (陆铭、陈钊, 2004), 农业领域也受到忽视。长期以来, 我国走了一条优先发展重工业的道路, 以“城乡分割”、“工农产品剪刀差”等方式牺牲了农业农村的发展 (林毅夫等, 2012)。虽然改革开放使我国的农业取得了历史性的进步, 但由于农业生产周期长、生产效率较低、税收贡献少、对经济增长拉动作用较为薄弱, 因而农业在城乡、工农关系中依然长期处于从属地位。早期的中央一号文件并没有专门强调考核地方农业发展绩效的章节与文字, 直到 2008 年 10 月党的十七届三中全会正式提出“把粮食生产、农民增收、耕地保护、环境治理、和谐稳定作为考核地方特别是县(市)领导班子绩效的重要内容”, 2009 年的中央一号文件才开始正式提及对县级官员的农业绩效考核。因此, 相比于具有高度明确性和硬性的经济增长考核指标而言, 对地

方政府尤其是县级政府的农业增长绩效考核长期“缺位”，总体上呈现出模糊、滞后、软性的特征。虽然中央政府始终高度重视农业经济增长与发展，但更加注重辖区经济增长的县级政府在某种程度上依然会采取漠视“三农”的态度（马光荣、杨恩艳，2010），以 GDP 为主要考核指标的考核体系抑制了地方政府发展粮食生产的积极性，存在“‘三农’说起来重要、干起来次要、忙起来不要”的现象。一些研究发现，地方政府的农业支出比重一路下滑（Lu & Chen，2006；张晏、龚六堂，2005；王永钦等，2007），但由于财政支农对提升农业生产具有显著积极影响（刘涵，2008；龚斌磊、王硕，2021），政府支农财政的“缺血”与“缺位”可能会对农业发展产生威胁。

在上述分析框架下，本文认为，作为财政分权在县一级层面重要体现，“省直管县”财政体制改革虽然提升了县级政府的财力和财权，并期望通过缓解县乡财政紧张，从而带动农业农村发展（吴金群，2010），但因县级政府处于“中国式分权”的制度外环境，县级政府在以经济发展为硬约束的考核激励下，投入“三农”的主观意愿不高，反而会进一步加强城市导向的经济政策，加剧财政资源在城乡之间配置的不平衡性，呈现出加速离农的态势。一方面，在政府将财政资源大量配置到城市和非农产业的过程中，城市基础设施和营商环境会逐渐完善，城市工商业将发展壮大，这会促进城市资本积累，创造大量就业岗位。同时，城市经济发展所产生的土地需求将促使地方政府加快征地的步伐。另一方面，政府财政资源逐渐远离农业，将使得具有天然弱质性的农业产业逐步缺少外部力量的支援，陷入增长瓶颈。城市的发展和农村的滞后分别产生了对农业生产要素的拉力与推力，这将共同加速农业生产要素流出农业以及农业全要素生产率的下降，最终对农业增长产生负面影响。

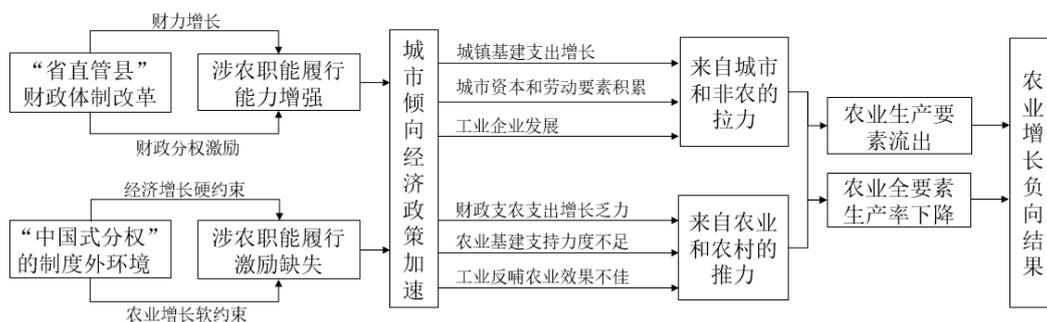


图 2-1 “省直管县”财政体制改革对农业增长的影响路径

三、研究设计

（一）变量和数据

1、核心被解释变量：本文的核心解释变量为 1990 年不变价计算的农林牧渔总产值，并使用 1990 年不变价计算的人均农业总产值用于基准回归的稳健性检验。

2、核心解释变量：本文的核心解释变量为“省直管县”财政体制改革，在改革前这一变量取 0，改革当年和改革后这一变量取 1。

3、控制变量：本文参考 Li, et al (2016) 和 Bo, et al (2020) 的研究，控制了可能影响财政省直管县改革是否开展且会影响县域农业总产值的八个因素，分别是 2000 年的财政紧张状况、2000 年城镇化率、是否为粮食主产区、是否是国家级贫困县、是否为县级市、县的地形起伏度、县的平均海拔、是否位于省边界。本文回归中控制这些初始因素与时间趋势变量（或时间虚拟变量）的交互项。除此之外，由于“省直管县”财政体制改革的推行与地方经济实力密切相关，因此本文加上了 2000 年县人均 GDP 反映被研究县的经济状况。同时，由于本文研究“省直管县”财政体制改革对农业增长的影响，且考虑到一些省份优先将农业大县纳入“省直管县”财政体制改革的试点范围，因此本文在上述八个条件的基础上增补了 2000 年县农业重要性和 2000 年人均粮食产量两个控制变量。同样参考 Li, et al (2016) 和 Bo, et al (2020) 的研究，本文将同一时期的另一项改革，即“扩权强县”改革⁴纳入控制变量，改革未进行时取 0，改革当年和后续年份取 1。

表 3-1 变量表

变量名	符号	单位	含义
农林牧渔总产值	Output	万元	1990 年不变价农林牧渔总产值
人均农林牧渔总产值	Output_P	元/人	1990 年不变价农林牧渔总产值/当年户籍人口
“省直管县”财政体制改革	PMC	——	0-1 变量，改革当年以及后续年份，该变量取 1，否则取 0
“扩权强县”改革	CPE	——	0-1 变量，改革当年以及后续年份，该变量取 1，否则取 0

⁴ 在“省直管县”财政体制改革推行的同时，我国还推行了旨在向县级政府下放经济社会管理权限的“扩权强县”改革 (County-power-expansion Reform, CPE Reform)，这项改革的主要内容是将原属于地市和省的部分经济社会管理权限下放给政府，这些政策涵盖资本形成、基本建设、劳动供给、技术进步、项目管理、土地审批、证照发放、价格管理、计划上报、税收管理、项目申报、外资项目审批、用地报批、资质认证、劳动就业、社会保障、文化教育等方面，旨在扩大县域自主权，提升县域经济活力，更好地提供公共服务（郑新业等，2011；刘冲等，2014），但不减少政府层级。不过，相比于政策内涵较为统一的“财政省管县”改革，扩权强县改革在不同县域的具体内容具有较大差异，主要体现在扩权的广度与深入的差异 (Li et al., 2016)。

城镇化率	UrbanRate	%	2000 年某县城镇户籍人口/户籍总人口
是否为省界县	Boundary_County	——	0-1 变量, 该县位于省界取 1, 反之取 0
是否为县级市	City_County	——	0-1 变量, 2000 年该县为县级市取 1, 反之取 0
县的海拔	Altitude	m	某县的海拔
县的平均坡度	Slope	°	某县的平均坡度
财政紧张程度	Fiscal_Gap	——	2000 年财政县财政总支出/2000 年县财政总收入
是否为农业大县	Food_County	——	0-1 变量, 2000 年该县为粮食主产区取 1, 反之取 0
是否为贫困县	Poor_County	——	0-1 变量, 如果该县国家级贫困县则取 1, 反之取 0
农业重要性	Agri_Important	%	2000 年农业农业总产值/2000 年县 GDP
人均粮食产量	GrainPercapita	吨/万人	2000 年县粮食总产量/2000 年县户籍总人口
人均 GDP	GDPPercapita	元	2000 年县人均 GDP

本文的农业投入产出数据来源于各地市统计年鉴,“省直管县”财政体制改革和“扩权强县”改革数据来源于省级政府披露的文件,其中,关于改革年份的认定,采用以下规则:若政府文件中明确表示改革开始于当年,则当年起“省直管县”财政体制改革和“扩权强县”改革就取 1。若没有明确说明改革起始年,则根据文件颁布日所处的月份确定改革起始年,若颁布日处于 1-6 月,则将当年视为改革起始年,若颁布日处于 7-12 月,则将改革起始年设定为下一年。控制变量数据来源于 2000 年人口普查资料以及各官方统计年鉴,县级地形起伏度来源于游珍等(2018),海拔数据来源于网络。

(二) 样本选取

本文的样本时间区间为 1994-2010 年,起始年 1994 年主要考虑到“分税制”改革的原因,终了年定为 2010 年主要是因为数据的限制。“省直管县”财政体制改革的对象为财政相对独立的县(自治县、县级市、旗),因此市辖区的样本被率先剔除。因管理体制特殊,本文剔除了北京、天津、上海、重庆四个直辖市的下辖县,新疆省直辖县级行政单位,湖北省仙桃、天门、潜江、神农架林区,河南省济源市。在 1994 年以前就实行“省直管县”财政体制改革的浙江、宁夏、海南三省区的县级单位也被剔除。西藏自治区因为数据缺失严重,未被纳入研究。本文还剔除了 1994-2010 年间发生撤县设区、被撤销、被新设的县,并进一步剔除了 1994-2010 年间核心解释变量(1990 年不变价计算的农林牧渔总产值)缺失的县级单位,最

后获得了 1994-2010 年间包含 1512 个县（县级市、自治县、旗）的平衡面板。

（三）实证模型

本文采用双重差分法，用于评价“省直管县”财政体制改革的对农业增长的政策效果，模型设定如下：

$$y_{it} = \delta + \beta PMC_{it} + \rho CPE_{it} + \varphi Treatment_i \cdot T_t + (\mathbf{X}_i \times \mathbf{f}(T_t))' \boldsymbol{\mu} + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} = \delta + \beta PMC_{it} + \rho CPE_{it} + \varphi Treatment_i \cdot T_t + \mathbf{X}_i \cdot \gamma_t + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， y_{it} 是被解释变量，即 i 县在 t 年的 1990 年不变价农业总产值或 1990 年不变价的人均农业总产值。 $PMC_{it} = Treatment_i \times Reform_{it}$ ，代表 i 县在 t 年是否已经经历了“省直管县”财政体制改革。 CPE_{it} 代表 i 县在 t 年是否已经经历了“扩权强县”改革， $Treatment_i$ 为分组标识，若 i 县在 1994-2010 年间的任意一年发生了“省直管县”财政体制改革，则该变量取 1，否则为对照组，取 0， $T = year - 1993$ ，代表时间趋势，向量 \mathbf{X}_i 为本文选取的 11 个县域初始因素变量， γ_t 代表时间固定效应， α_i 代表个体固定效应， ε_{it} 为随机干扰项。式（1）和式（2）的不同之处主要体现为控制变量的不同控制方式。式（1）中的控制方式为控制变量与时间趋势 T 正单调变换之积， $\mathbf{f}(T)$ 在本研究中为 $T, T + T^2, T + T^2 + T^3$ ，式（2）直接将控制变量与时间趋势 γ_t 相乘，两种模型均用于基准回归。

四、实证结果分析

（一）“省直管县”财政体制改革与农业增长

表 1 给出“省直管县”财政体制改革对农业增长影响的基准回归结果。列（1）-（3）为式（1）的回归结果，列（4）为式（2）的回归结果。上述四列结果显示，“省直管县”财政体制改革使农林牧渔总产值相对未改革县平均下降了 3.75%、3.73%、3.45% 和 3.44%，说明结果比较稳健，即，“省直管县”财政体制改革对农业总产值会产生 3-4% 的显著负面影响。列（5）使用 1990 年不变价的人均农林牧渔总产值作为被解释变量，回归显示，“省直管县”财政体制改革使被改革县的人均农林牧渔总产值相对于未改革县平均下降了 3.02%。

表 4-1 “省直管县”财政体制改革对县域农业增长的影响

被解释变量	log(Output)				log(Output_P)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Post_PMC	-0.0375*** (0.0143)	-0.0373** (0.0145)	-0.0345** (0.0146)	-0.0344** (0.0149)	-0.0302** (0.0153)
$Treatment_i \times T$	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量 $\times T$	YES	YES	YES	NO	NO
控制变量 $\times T^2$	NO	YES	YES	NO	NO
控制变量 $\times T^3$	NO	NO	YES	NO	NO
控制变量 \times 时间固定效应	NO	NO	NO	YES	YES
“扩权强县”改革	YES	YES	YES	YES	YES
年份和地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
调整 R ²	0.9578	0.9581	0.9582	0.9584	0.9030
时间	1994-2010	1994-2010	1994-2010	1994-2010	1994-2010
县的个数	1512	1512	1512	1512	1512
观测值	25704	25704	25704	25704	25694

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著，括号内汇报的聚类到县的标准误。

(二) 平行趋势检验与安慰剂检验

本文采用事件研究法进行平行趋势检验：

$$y_{it} = \delta + \beta_k \sum_{k=-5+}^{5+} D_{t_{i0}+k} + \rho CPE_{it} + \varphi Treatment_i \cdot t + \mathbf{X} \cdot \gamma_t + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $D_{t_{i0}+k}$ 代表“省直管县”财政体制改革当年和前后五个阶段的窗口， t_{i0} 代表 i 县发生“省直管县”财政体制改革的年份， $D_{t_{i0}+k}$ 代表一系列虚拟变量，其中 $t - t_{i0} = k$ ， $k = -5+, -4, -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3, 4, 5+$ 。在回归模型中， $k = -5+$ 作为基组不引入模型，该模型检验“省直管县”财政体制改革对县域农业增长影响随时间变化的趋势。表 2 和图 1 表明，改革县与非改革县在改革前农林牧渔总产值没有显著差异，改革当年差异依然不显著，主要是因为农业生产特有的时滞性以及政策出台后尚未理顺落地。改革后第一年开始到第四年，改革县农林牧渔总产值相对于非改革县出现显著下降，且下降幅度随时间推移逐渐呈总体增加态势，改革第五年后，政策效果逐渐衰退。综上，模型通过了平行趋势检验。

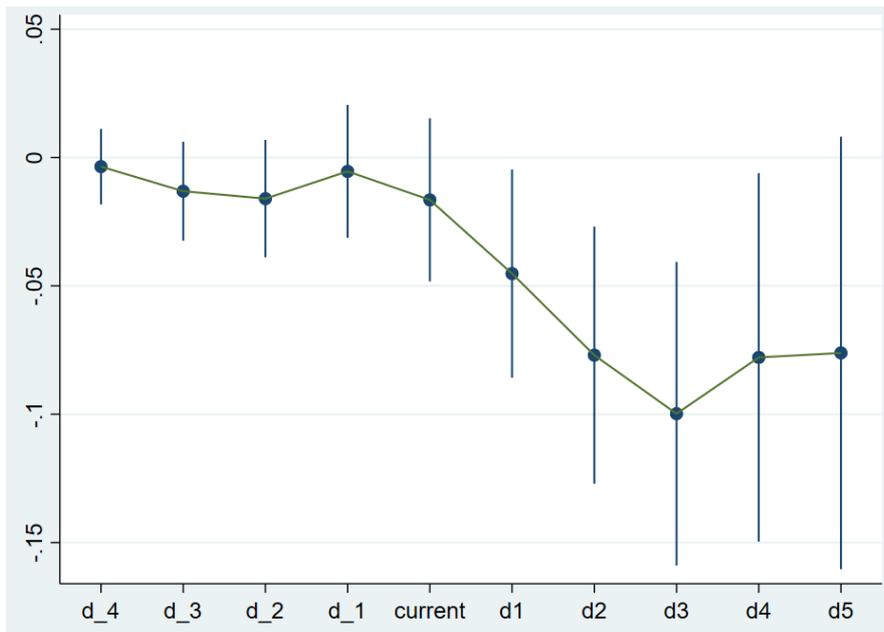


图 1 平行趋势检验（事件研究法）结果

表 2 平行趋势检验（事件研究法）

被解释变量	log(Output)
PMC(-4)	-0.0035
	(0.0089)
PMC(-3)	-0.0131

	(0.0117)
PMC(-2)	-0.0160 (0.0139)
PMC(-1)	-0.0053 (0.0157)
PMC(0)	-0.0165 (0.0193)
PMC(1)	-0.0452* (0.0247)
PMC(2)	-0.0771** (0.0304)
PMC(3)	-0.0999*** (0.0360)
PMC(4)	-0.0777* (0.0436)
PMC(5+)	-0.0764 (0.0512)
$Treatment_i \times T$	YES
控制变量 \times 时间固定效应	YES
“扩权强县”改革	YES
年份和地区固定效应	YES
调整 R^2	0.9584
时间	1994-2010
县的个数	1512
观测值	25704

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下显著，括号内汇报的聚类到县的标准误。

本文进一步进行了安慰剂检验，通过将“省管县”财政体制改革随机分配给 1512 个样本县，在并将经过随机分配后所产生的新数据使用与表 1 列（4）相同的模型进行回归，上述过程重复 200 次。图 2 汇报了安慰剂检验的结果，图中的每一个点代表一次随机分配后所得

到的回归系数，通过正态分布拟合了 200 次随机分配后的回归系数的分布。该分布的均值近似于 0，标准差为 0.01258，说明随机分配的“省直管县”财政体制改革对农业增长没有任何影响。同时，表 1 列（4）的回归系数，即-0.0344 位于整个分布之外。因此可以认为，“省直管县”财政体制改革对县域农业增长的显著的负向影响不会受到不受观测的因素的驱动。

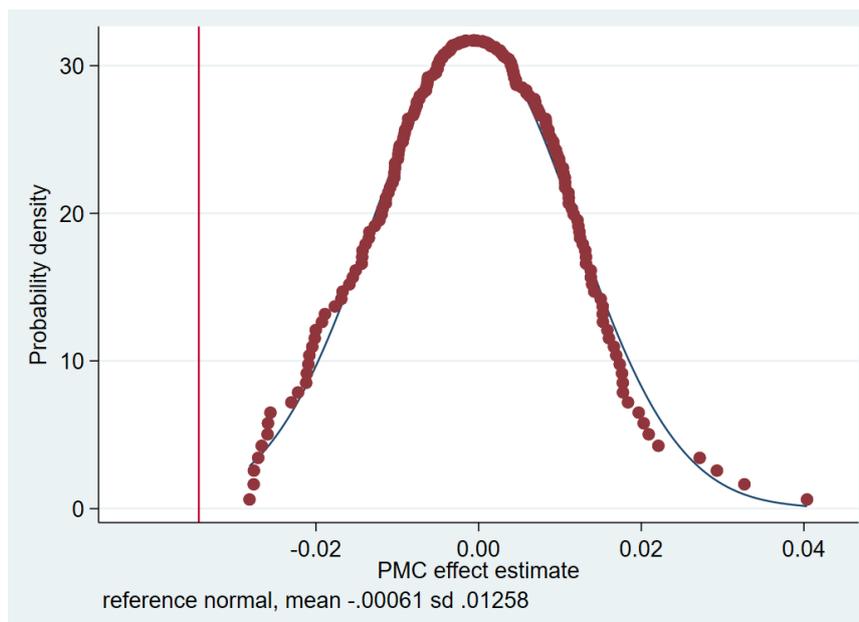


图 2 安慰剂检验结果

五、进一步分析

（一）机制检验

上文的基准回归结果表明，总体而言，“省直管县”财政体制改革对农林牧渔总产值会产生 3-4%的负面影响，验证了前文的相关理论论述。进一步地，本文将对“省直管县”财政体制改革对农业增长影响的作用机理进行检验。

1、政府财力提升、经济政策城市倾向的加强与城市拉力的增加

表 3 报告了改革对政府财力、经济政策城市倾向和县域城市和非农产业拉力的影响。列（1）研究改革对政府财力的影响，被解释变量为县级财政收入，该指标为本年一般性公共预算收入和财政政府性基金收入之和。结果显示，“省直管县”财政体制改革使得县级政府的财政收入相对于未改革县平均增加了 2.08%，这与才国伟、黄亮雄（2010）、谭之博等（2015）、Li, et al.（2016）的研究结论类似，说明改革确实增加了县级政府的财政收入，验证了理论分析中的相关论述。列（2）研究改革对政府经济政策城市倾向的影响，被解释变量为政府基建支出占总支出比重，其中总支出为一般公共预算支出和政府基金性支出之和。结果显示，

改革使得县级政府财政基建支出平均增加了 2.03%，这陈思霞、卢胜峰(2014)、刘冲等(2014)等人的研究结论类似，说明改革确实使得县级政府的支出结构偏向基础设施建设，反映了县级政府经济政策城市倾向程度的加深，验证了前文的相关理论论述。

表3 改革对政府财力、经济政策的城市导向和城市拉力的影响

	县级层面分析				企业层面分析	
	log(Income)	Cons_Pro	log(Investment)	log(Labor)	log(Assest)	log(Worker)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Post_PMC	0.0208** (0.0103)	0.0203*** (0.0070)	0.0927*** (0.0292)	0.0218* (0.0128)	0.0429** (0.0205)	0.0547*** (0.0164)
$Treatment_i \times T$	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量×时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
“扩权强县”改革	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份和地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
调整 R ²	0.9712	0.4949	0.8672	0.9126	0.1415	0.1202
时间	1999-2009	1999-2006	1999-2010	1999-2010	1999-2007	1999-2007
县的个数	1429	1317	1407	1402	1492	1492
观测值	12780	7713	15555	14135	520830	520830

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下显著，括号内汇报的聚类到县的标准误。

列(3)-列(6)分析改革诱致的城镇和工业对生产要素的拉力。其中,列(3)-列(4)仍然基于中观县级数据检验改革对县域城镇资本与劳动要素积累的影响,被解释变量分别为城镇固定资产投资完成额和城镇单位在岗职工人数。列(5)-列(6)使用参照聂辉华等(2012),李广众、贾凡胜(2019)采用的方法处理后的1999-2007年中国工业企业数据库企业级数据,从微观企业层面检验改革对工业资本与劳动要素积累的影响,被解释变量分别是各个工业企业的资产总量和年末从业人员人数。结果显示,扩权和城市导向经济政策的结合促使城镇和非农经济的增长:列(3)-(4)得出,改革使得城镇固定资产投资增长了9.27%、城镇单位就业人员增长了2.18%,这从县级层面验证了改革对城市资本和劳动要素积累的正向影响;列(5)-(6)得出,改革使改革县辖区内工业企业的资产总量和就业人数平均增长了4.29%和5.47%,从企业层面验证了改革对城市及非农领域资本和劳动要素的积累。综上,扩权改革后,拥有了更大能力的县级政府倾向于加速城市导向的经济政策,使得城市与非农产业发展,实现城镇与非农产业的要素积累,对农业生产要素形成了拉力。这验证了前文的相关理论论述。

2、财政支农资金全面减少和农业基础设施相对不足

表4报告了改革对扩权县政府的财政支农投入和农业基础设施的影响。其中,列(1)-列(4)的被解释变量分别为县级政府财政支农支出的总量、县级政府亩均财政支农支出、县级政府财政支农支出占财政支出的比重以及有效灌溉面积。列(1)-列(3)结果显示,“省直管县”财政体制改革对县级政府财政支农支出总量和亩均值分别产生9.99%和10.36%的负向影响,财政支农支出比重也下降了1.24%,说明无论在总量、强度还是比重方面,改革在加速政府政策的城市导向时,也加速了对农业的“漠视”,加剧了县级政府的离农倾向。列(4)结果显示,“省直管县”财政体制改革并未对以灌溉为代表的农业基础设施的发展水平产生显著影响。考虑到城镇和工业投资的显著增加,改革县的农业基础设施投资是相对滞后的。政府支农力度的下降及其对农业基础设施建设支持力度的不足,会对农业生产要素的外流和农业生产率的下滑形成推力。

表4 改革对财政支农资金与农业基础设施的影响

	log(Agri)	log(Agri_perland)	Agri_Exp_pro	log(Irrigation)
	(1)	(2)	(3)	(4)
Post_PMC	-0.0999*** (0.0289)	-0.1036*** (0.0364)	-0.0124*** (0.0022)	0.0008 (0.0129)

$Treatment_i \times T$	YES	YES	YES	YES
控制变量 \times 时间固定效应	YES	YES	YES	YES
“扩权强县”改革	YES	YES	YES	YES
年份和地区固定效应	YES	YES	YES	YES
调整 R^2	0.8678	0.9015	0.6995	0.9552
时间	2003-2006	2003-2006	2003-2006	1994-2010
县的个数	1506	1506	1502	1508
观测值	6024	6024	5900	25582

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下显著，括号内汇报的聚类到县的标准误。1995-2002 年，地市县财政统计资料中有关农业支出的条目分别是“支援农业生产支出”和“农林水事务”。2003 年-2006 年统计口径发生变化，有关农业支出的条目分别是“农业支出”、“林业支出”、“水利与气象支出”，考虑到可比性等原因，本文只是用 2003-2006 年的“农业支出”+“林业支出”作为农业财政支出的代理变量。

3、直接原因：生产要素减少与全要素生产率下滑

表 5 报告了改革对农业生产要素和全要素生产率的影响，其中生产要素包括劳动、土地、化肥和农机四类 (Lin, 1992; Gong, 2018)。遵循 Zhou and Zhang (2013)、王璐等 (2020) 和 Chari et.al (2020) 的研究，使用索洛余值法计算了农业全要素生产率增速，检验改革对农业生产要素和农业生产率的影响。列 (1) - 列 (5) 的被解释变量分别为农林牧渔劳动力人数 (劳动要素)、播种面积 (土地要素)、化肥施用量 (中间投入要素)、农用机械总动力 (资本要素) 和全要素生产率增速。结果显示，相比于非改革县，改革会使受改革县的劳动投入平均下降 3.69%，土地投入平均下降 2.51%，化肥投入平均下降 5.19%，但对农机投入的影响不显著。这说明“省直管县”财政体制改革加速了生产要素的流出。同时，改革尽管加速了城市经济的发展，但城市经济的增长并没有对农业产生溢出效应，至少在样本研究区间的 1994-2010 年间，“工业反哺农业，城市带动农村”的作用并不显著，城乡工农关系主要表现为城市和非农对农业农村的“虹吸效应”，表现为化肥和农机等通过工业化生产的现代农业投入要素并未弥补传统投入要素 (劳动与土地) 流失造成的空缺。另一方面，改革使得受改革县的农业全要素生产率增速相比于未改革县下降了 0.84%，本文认为，这一结果符合预期，首先，从要素质量的视角来看，实现城乡转移的农业劳动力拥有更强的人力资本水平；其次，从要素替代的视角来看，以农机和化肥为代表的现代农业生产要素并没有对传统农业生产要素实现替代。涉农财政资金的撤出不仅意味着农村基础设施建设的停滞，还可能意味着支农

技术投入的减少，上述因素共同导致了全要素生产率的下降。而全要素生产率的下降配合农业生产要素的流失，共同导致农林牧渔总产值的下滑。

表5 改革对农业生产要素的流动以及农业全要素生产率的影响

	log(Labour)	log(Land)	log(Fertilizer)	log(Machine)	TFPgrowth
	(1)	(2)	(4)	(3)	(4)
Post_PMC	-0.0369*** (0.0094)	-0.0251*** (0.0080)	-0.0519*** (0.0146)	0.0155 (0.0167)	-0.0084** (0.0039)
$Treatment_i \times T$	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量×时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
“扩权强县”改革	YES	YES	YES	YES	YES
年份和地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
调整 R ²	0.9589	0.9693	0.9606	0.9372	0.3657
时间	1994-2010	1994-2010	1994-2010	1994-2010	1995-2010
县的个数	1512	1512	1510	1512	1510
观测值	25685	25687	25622	25660	24049

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下显著，括号内汇报的聚类到县的标准误。

（二）异质性分析

根据上文分析范式，我们可以得出“在农业考核激励缺失情况下的财政分权会导致农业增长受损”的结论。在此基础上，需要进一步识别激励存在或者激励增强时政府行为的变化及其对农业生产的影响。如图 3 所示，本文将从静态和动态两个维度分析另一决定地方政府支农行为的因素——农业定向激励的真实作用。

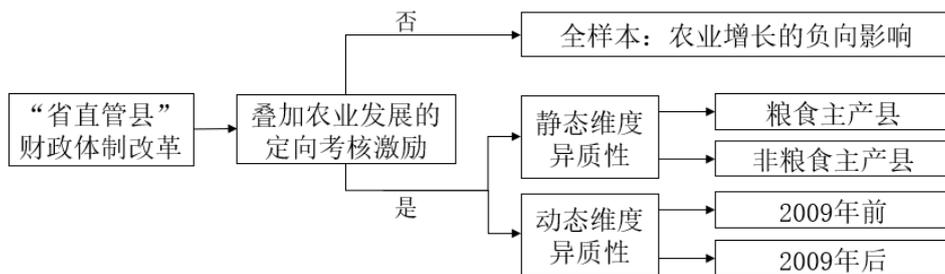


图 3 异质性分析框架

1、从静态维度看定向激励的作用——粮食主产县和非粮食主产县的差异

本文认为，尽管粮食主产县和非粮食主产县均强调辖区内经济增长，但就来自上级政府农业增长的激励水平而言，二者存在一定的差异。比如，国务院发布的《全国新增 1000 亿斤粮食生产能力规划(2009-2020 年)》指出，“承担规划建设任务的省（区、市）要……将增产任务分解落实到县，明确县级政府的主体责任和相关政策措施……粮食生产核心区和非主产区产粮大县要编制实施方案，将具体增产目标和任务落实到乡镇。其他省(区、市)也要继续强化粮食安全责任，抓好粮食生产……”，这从一个侧面反映出，粮食主产县的县级政府所面临的农业增长目标约束比非粮食主产县更为强硬、紧迫和具体。所以，不同约束水平的县使得其扩权后在工农、城乡之间的资源配置模式可能存在一定的差异性，粮食主产县不仅需要追求辖区内经济增长，将扩权后的增量资源用于城市建设，还需要保证投入于农业的资源至少不减；而非粮食主产县，由于上述约束较为薄弱，这些县则可能倾向于在扩权后更为大刀阔斧地采取城市导向的经济政策，这些地域的农业发展可能会加速边缘化，呈现出加速离农的态势。两类县政府行为的上述差异会对农业增长绩效产生差异化的影响。

表 6 的列（1）-列（2）提供了异质性分析的基准回归结果。对于非粮食主产县而言，“省直管县”财政体制改革会导致县域农林牧渔总产值平均下降 6.06%，降幅高于整体样本下的回归系数（3%-4%），而对于粮食主产县而言，改革对县域农林牧渔总产值的影响并不显著，这验证了改革对两类县农业增长绩效存在差异的论述。在作用机制的异质性分析中，列

(3)-列(6)得出,在非粮食主产县内部,改革提升了被改革县财政基建支出占比,同时降低了这些县的财政支农支出占比,这一结果与总样本回归结论一致。而在粮食主产县内部,改革虽然也提升了受改革县的财政基建支出占比,但没有对其财政支农支出占比产生显著影响。由此可见,在“中国式分权”与 GDP 考核的大背景下,粮食主产县与非粮食主产县都会加速经济政策的城市倾向,但由于两类县所面临的农业增长目标约束与考核存在差异,导致两类县的财政支农存在差异,这种差异可能是导致改革对两类县农业增长的影响差异性的原因之一。表 6 的结果通过横向对比说明了对农业考核的定向激励对政府支农行为和农业产量的重要影响。

表 6 “省直管县”财政体制改革对粮食主产县和非粮食主产县政府行为与农业增长影响的差异性

	log(Output)		Cons_Pro		Agri_Exp_pro	
	粮食主产县	非粮食主产县	粮食主产县	非粮食主产县	粮食主产县	非粮食主产县
	(1)	(3)	(4)	(5)	(5)	(6)
Post_PMC	-0.0003 (0.0241)	-0.0606*** (0.0189)	0.0232* (0.0140)	0.0176** (0.0071)	-0.0026 (0.0031)	-0.0177*** (0.0033)
$Treatment_i \times T$	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量 \times 时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
“扩权强县”改革	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份和地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
调整 R ²	0.9146	0.9609	0.4893	0.5495	0.7044	0.6988
时间	1994-2010	1994-2010	1999-2006	1999-2006	2003-2006	2003-2006
县的个数	525	987	481	836	524	978
观测值	8925	16779	2651	5062	2076	3824

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下显著，括号内汇报的聚类到县的标准误。模型其余设定同前文各表。

2、从动态维度看定向激励的作用——2009年前与2009年后的差异

本文认为,尽管在样本研究期内的绝大多数时间里,上级政府对县级官员的农业考核定向激励较弱,但随着时间的推移,这一激励的强度总体表现为由弱增强的态势。在2008年前,中央政府尚未将地方政府农业绩效的考核作为其关注的重点,2004-2008年的中央一号文件没有专门提到对县级官员农业发展绩效考核的章节或者文字,这一时期是对官员农业绩效考核的“忽视期”,2008年10月召开的党的十七届三中全会是中央对这一问题认识的一个转折点,这次全会颁布的《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》提出“把粮食生产、农民增收、耕地保护、环境治理、和谐稳定作为考核地方特别是县(市)领导班子绩效的重要内容”,随后的2009年中央一号文件提出“要尽快制定指标,严格监督检查”,这一时期是对官员农业考核的“发展期”。在本文样本研究期之后,中央政府对地方官员的农业绩效考核继续增强,从2009年到2017年,中央一号文件里关于“考核”、“评价”、“监督”、“激励”的内容相较于前一阶段明显增加。党的十九大提出乡村振兴战略标志着对官员农业绩效考核的考核迎来了第二个转折点,2018年中央一号明确指出“要建立市县党政领导班子和领导干部推进乡村振兴战略的实绩考核制度,将考核结果作为选拔任用领导干部的重要依据”,随后年份的中央一号文件也充分涉及对县级官员的三农绩效考核问题,这一系列的变化说明了我国对县级官员的农业绩效考核从“发展期”进入到了“强化期”。

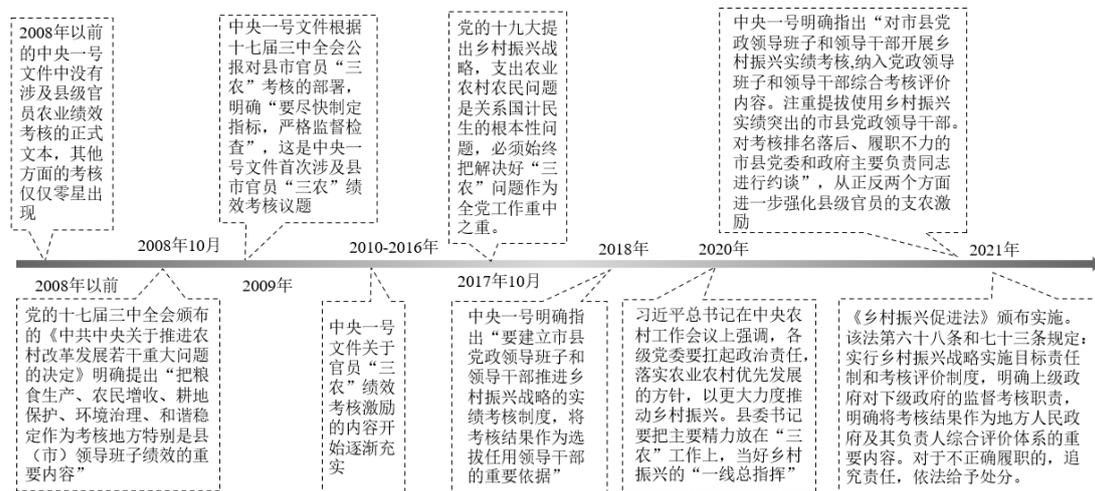


图4 中央政府对地方政府“三农”考核的力度不断增强

本文认为,对地方官员享有一定的财权和自由裁量权的前提下,对官员农业增长的定向激励可以直接提升地方官员对农业的重视程度,相应的支农职能将得到更高效地履行,最终改变辖区内农业发展状况。本文以2009年作为中央政府开始强化县级官员农业考核激励的

开始年份，并在模型（2）的基础上构建了新的模型：

$$y_{it} = \delta + \beta PMC_{it} + \omega PMC_{it} \times Post2009 + \rho CPE_{it} + \varphi Treatment_i \cdot T + (X \times f(T))' \mu + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式（4）中的 Post2009 为虚拟变量，观测值所处年份为 2009 年及以后时取 1。表 7 汇报了时间层面的异质性分析结果。从列（1）的结果可见，2009 年以前的“省直管县”财政体制改革会导致农林牧渔总产值平均下降 4.56%。2009 年开始实施定向激励后，“省直管县”财政体制改革对农林牧渔总产值的负面影响减少 3.65%，且在统计意义上不再显著，这说明定向激励的引入扭转了我国县域在财政分权增强的条件下农业增长的负面困境，这与前文针对粮食主产县和非粮食主产县的研究结论相对应。列（2）是以式（1）为基准修改的回归方程的回归结果，所汇报的结果与列（1）的结果一致。列（3）将 2008 年而非 2009 年作为定向激励的时间节点，回归结果并不支持定向激励可以缓解改革对农业增长的负向影响，说明 2009 年确实是我国开始实行对官员农业考核激励的关键年份。

表 7 2009 年以前和以后的“省直管县”财政体制改革对农业增长影响的差异性

	Ln(RealOutput)		
	(1)Post2009	(2)Post2009	(3)Post2008
Post_PMC	-0.0456*** (0.0152)	-0.0431*** (0.0148)	-0.0370** (0.0147)
Post_PMC*Post2009	0.0365** (0.0144)	0.0286** (0.0137)	0.0053 (0.0134)
$Treatment_i \times T$	YES	YES	YES
控制变量 $\times T$	NO	YES	NO
控制变量 $\times T^2$	NO	YES	NO
控制变量 $\times T^3$	NO	YES	NO
控制变量 \times 时间固定效应	YES	NO	YES
“扩权强县”改革	YES	YES	YES
年份和地区固定效应	YES	YES	YES
调整 R ²	0.9584	0.9583	0.9584
时间	1994-2010	1994-2010	1994-2010

县的个数	1512	1512	1512
观测值	25704	25704	25704

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下显著，括号内汇报的聚类到县的标准误。模型其余设定同前文各表。

由于数据的限制，本文无法进一步研究 2010 年后的情况，但全国层面的描述性统计分析可以提供一定的证据。从图 5（A）中可以发现，总体而言，随着官员农业考核激励机制的增强，政府财政支农支出的状况得到了改善。1999-2008 年间，我国政府的财政支农支出占全部财政支出的比重平均仅有 7.54%，这一时期，由于中央政府对地方官员的农业考核激励较弱，政府的财政支农比重总体在缩小，这与本文实证结果一致。2008 年党的十七届三中全会和 2009 年中央一号文件强调县市官员的“三农”考核后，财政支农支出占比显著提升，2009-2012 年间提高到 9.11%。党的十八大以后，随着脱贫攻坚的进展和对官员“三农”绩效考核的进一步强化，我国政府的财政支农比重继续上升，2013-2019 年间平均达到 9.59%。本文认为，2009 年以来官员“三农”考核加强和政府支农支出占比提升之间的关系，一定程度上可以从动态维度说明对农业发展的定向激励对调节政府支农行为的重要性。

从更广泛的维度看，这种行为的调整对促进农业农村发展具有重要意义。如图 5（B）所示，从 2009 年开始，我国的城乡收入差距开始减小，本文认为，这可能得益于各级政府激励环境变化的背景下致力于高效履行涉农职能，促进农业增长所得到的结果，而在此之前，片面实行城市倾向的经济政策，尤其是压缩财政支农比重，是导致城乡收入差距扩大的重要原因（Lu & Chen, 2006；王永钦等，2007）。这为纵向层面论证支农激励加强促进“三农”发展提供了另一维度的证据。综上，无论从横向维度看还是从纵向维度看，对政府支农职能的激励可以影响地方政府以财政支农为主要形式的支农职能的履行，进而影响农业农村发展。在下一步推进共同富裕的战略背景下，这一发现具有重大现实意义。

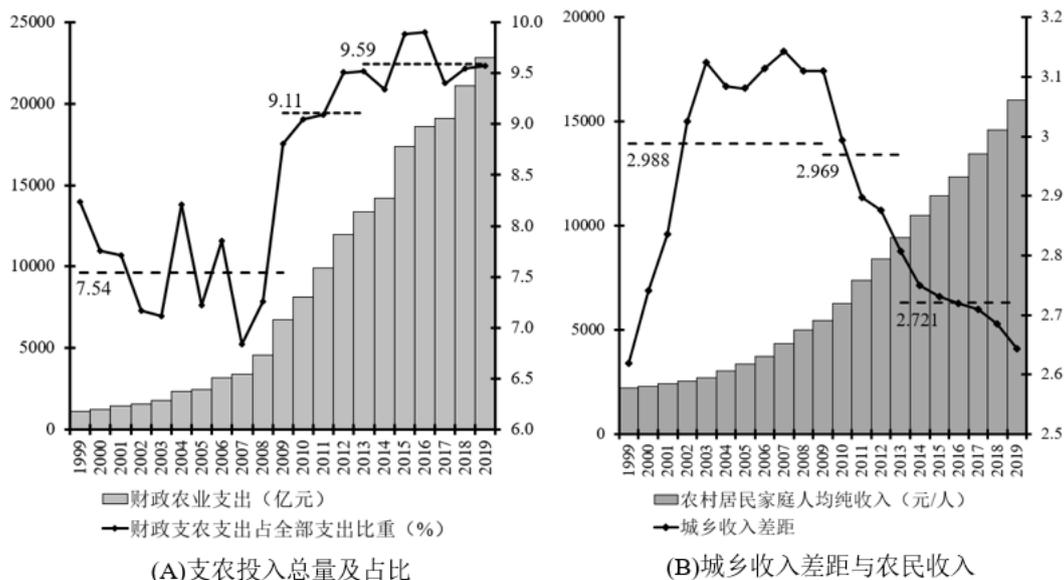


图 5 1999-2019 年我国支农投入、城乡差距和农民收入变化图

六、结论与政策性建议

本文使用 1994-2010 年县级数据，运用 DID 模型系统研究了“省直管县”财政体制改革对县域农业增长的影响和作用机制。研究表明，“省直管县”财政体制改革会使受改革县的农业总产值相对于未改革县下降约 3%-4%。本文认为，在以经济分权和政治集权为特征的“中国式分权”大背景尤其是在经济发展目标的强激励下，扩权后的县级政府会将所获得的增量资源更多投入到城市和非农产业中，加速地方政府政策的城市导向。这一结果一方面促进了城市基础设施建设水平的提升、促进了城市资本的积累和城镇就业机会的增加，产生了对农业生产要素的推力。另一方面，由于农业对经济发展作用有限，加之农业考核目标往往是软性约束，一些县级政府在 GDP 的诱惑下缺乏发展农业的激励，导致扩权后的县级政府在经济发展指挥棒的作用下加速离农，体现为财政支农资金的相对减少，对农业生产要素形成了推力。改革县在上述机制的作用下，生产要素加速流出农业，构成了农业增长疲软的直接原因。异质性分析进一步发现，改革显著降低了非粮食主产县的财政支农支出占比，从而对农林牧渔总产值产生负向影响，但对农业考核激励更强的粮食主产县影响不显著，这种差异说明定向激励可以保证对农业的财政支持，从而确保农业稳定发展。从时间维度看，随着中央政府从 2009 年前后逐渐开始全面引入并强化对地方官员农业考核的激励，改革在样本研究期内的不同时期对农业增长的影响存在差异，2009 年后改革对农业增长的负向影响不再显著，这进一步印证了对县级官员施加农业考核定向激励的重要作用。

在“三农”工作的重心从脱贫攻坚历史性转移到乡村振兴以及农业在新发展格局中扮演

“压舱石”作用的历史背景下，县级党委政府作为乡村振兴战略的重要落实者，需要肩负起全面推进乡村振兴的历史责任。“省直管县”财政体制改革对农业增长影响的历史经验和教训，对完善体制机制，从制度上确保县级政府具备履行乡村振兴相关职能的能力与激励，具有重要经验参考价值。结合研究结论，本文提出如下政策性建议：（1）扩大县级政府财权与事权，提高县级政府支持乡村振兴的能力。确保县级政府拥有足够的财权和事权，是县级政府履行各项职能的基础，“省直管县”财政体制改革使得扩权后的县级政府在城市建设取得了巨大的成绩，说明了扩权对县级政府充分发挥其治理才能的必要性，上级政府应在制度设计和监督层面优化省、市、县之间的财政关系，确保针对县域的“财政分权”落实到位，防止县级财政被卡扣、截留。（2）完善官员考核机制，切实加强农业绩效考核，并将考核机制落到实处。尽管对粮食主产县有更强的激励，以及 2009 年以来中央层面对县级官员农业发展定向激励有所加强，但就本文研究来看，无论是粮食主产县还是 2009 年以后，改革对农业增长的影响也不是显著的正向影响，而仅仅是不显著，这反映了以往的农业考核定向激励虽然扭转了分权对农业发展的不利影响，但还没有达到正向促进的程度。因此，下一步要切实贯彻党的十九大关于乡村振兴的战略部署，贯彻 2021 年中央一号文件“健全乡村振兴考核落实机制”的目标任务，对市县党政领导班子和领导干部开展乡村振兴实绩考核，纳入党政领导班子和领导干部综合考核评价内容，加强考核结果应用，注重提拔使用乡村振兴实绩突出的市县党政领导干部，以保障县级政府尤其是在扩权以后将足够的资源用在乡村振兴上。深入贯彻实施《乡村振兴促进法》，将乡村振兴战略实施目标责任制和考核评价制度落到实处。（3）进一步提高县级官员的农业发展意识，不断深化“三农”问题是党和国家工作重中之重中的认识，破除长期以来重工轻农、漠视“三农”的旧有观念，使县级党委政府自觉扛起政治责任，落实农业农村优先发展的方针，以更大力度推进乡村振兴。其中，县委书记要自觉把主要精力放在“三农”工作上，当好乡村振兴的“一线总指挥”。（4）切实提升县域经济发展质量，提升县域内城乡协同发展的能力。历史经验表明，城市化趋势不可阻挡，以城市化推动农业农村发展，是实现乡村振兴的必经之路。然而，“省直管县”财政体制改革对农业增长的历史经验表明，至少在总量层面，城市发展并不一定能够带来“工业反哺农业、城市带动农村”的结果，反而会形成对农业增长的“虹吸”。在乡村振兴新的历史背景下，各级政府需要加快县域内城乡融合，破除城乡分割的体制弊端，加快打通城乡要素平等交换、双向流动的制度化通道。以形成工农互促、城乡互补、协调发展、共同繁荣的新型工农城乡关系。总而言之，要通过完善“中国式分权”的机制，保证和提升县级政府服务乡村振兴的能力与激励，使其既通过发展城市和非农产业带动农业农村现代化，又保证支持农业发展的必要资源不因制度缺陷流失

到其他领域。

参考文献:

1. 才国伟、黄亮雄, 2010:《政府层级改革的影响因素及其经济绩效研究》,《管理世界》第 8 期。
2. 陈思霞、卢盛峰, 2014:《分权增加了民生性财政支出吗?——来自中国“省直管县”的自然实验》,《经济学(季刊)》第 4 期。
3. 傅勇、张晏, 2007:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》第 3 期。
4. 龚斌磊、王硕, 2021:《财政支出对我国农业增长的多途径影响》,《农业经济问题》第 1 期。
5. 贾俊雪、宁静, 2015:《纵向财政治理结构与地方政府职能优化——基于省直管县财政体制改革的拟自然实验分析》,《管理世界》第 1 期。
6. 贾康、白景明, 2002:《县乡财政解困与财政体制创新》,《经济研究》第 2 期。
7. 李广众、贾凡胜, 2019:《政府财政激励、税收征管动机与企业盈余管理——以财政“省直管县”改革为自然实验的研究》,《金融研究》第 2 期。
8. 林毅夫、蔡昉、李周, 2012:《中国的奇迹:发展战略与经济改革》,格致出版社。
9. 刘冲、乔坤元、周黎安, 2014:《行政分权与财政分权的不同效应:来自中国县域的经验证据》,《世界经济》第 10 期。
10. 刘涵, 2008:《财政支农支出对农业经济增长影响的实证分析》,《农业经济问题》第 10 期。
11. 陆铭、陈钊, 2004:《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》第 6 期。
12. 马光荣、杨恩艳, 2010:《中国式分权、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《制度经济研究》第 1 期。
13. 聂辉华、江艇、杨汝岱, 2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第 5 期。
14. 乔宝云、范剑勇、冯兴元, 2005:《中国的财政分权与小学义务教育》,《中国社会科学》第 6 期。

15. 沈坤荣、付文林, 2005: 《中国的财政分权制度与地区经济增长》, 《管理世界》第 1 期。
16. 谭之博、周黎安、赵岳, 2015: 《省管县改革、财政分权与民生——基于“倍差法”的估计》, 《经济学(季刊)》第 3 期
17. 王璐、杨汝岱、吴比, 2020: 《中国农户农业生产全要素生产率研究》, 《管理世界》第 12 期。
18. 王小龙、方金金, 2015: 《财政“省直管县”改革与基层政府税收竞争》, 《经济研究》第 11 期。
19. 王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭, 2007: 《中国的大国发展道路——论分权式改革的得失》, 《经济研究》第 1 期。
20. 吴金群, 2010: 《统筹城乡发展中的省管县体制改革》, 《经济社会体制比较》第 5 期。
21. 游珍、封志明、杨艳昭, 2018: 《中国 1km 地形起伏度数据集》, 《全球变化数据学报(中英文)》第 2 期。
22. 袁渊、左翔, 2011: 《“扩权强县”与经济增长:规模以上工业企业的微观证据》, 《世界经济》第 3 期。
23. 张晏、龚六堂, 2005: 《分税制改革、财政分权与中国经济增长》, 《经济学(季刊)》第 4 期。
24. 郑新业、王晗、赵益卓, 2011: 《“省直管县”能促进经济增长吗?——双重差分方法》, 《管理世界》第 8 期。
25. 周黎安, 2004: 《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》, 《经济研究》第 6 期。
26. 周黎安, 2007: 《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》, 《经济研究》, 第 7 期。
27. Bo, S., Wu, Y., and Zhong, L., 2020, “Flattening of government hierarchies and misuse of public funds: Evidence from audit programs in China”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 179, 141-151.
28. Chari, A. V., Liu, E., Wang, S., and Wang, Y., 2020, “Property Rights, Land Misallocation and Agricultural Efficiency in China”. *The Review of Economic Studies*.
29. Gong, B., 2018, “Agricultural Reforms and Production in China Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978–2015”, *Journal of Development Economics*, 132, 18-31.
30. Huang, B., Gao, M., Xu, C., and Zhu, Y., 2017, “The impact of province-managing-county

- fiscal reform on primary education in China”, *China Economic Review*, 45, 45-61.
31. Jin, H., Qian, Y., and Weingast, B. R., 2005, “Regional decentralization and fiscal incentives: Federalism, Chinese style”, *Journal of public economics*, 89(9-10), 1719-1742.
 32. Li, H., and Zhou, L. A., 2005, “Political turnover and economic performance: the incentive role of personnel control in China”, *Journal of public economics*, 89(9-10), 1743-1762.
 33. Li, P., Lu, Y., and Wang, J., 2016, “Does flattening government improve economic performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 123, 18-37.
 34. Zhou, L. I., and Zhang, H. P., 2013, “Productivity growth in China's agriculture during 1985–2010”, *Journal of Integrative Agriculture*, 12(10), 1896-1904.
 35. Lin, J. Y., and Liu, Z., 2000, “Fiscal decentralization and economic growth in China”, *Economic development and cultural change*, 49(1), 1-21.
 36. Lin, J. Y., Tao, R., and Liu, M., 2006, “Decentralization and local governance in China's economic transition”. Decentralization and local governance in developing countries: A comparative perspective, 305-327.
 37. Lin, J. Y., 1992, “Rural reforms and agricultural growth in China”, *The American economic review*, 82 (1), 34-51.
 38. Lu, M., and Chen, Z., 2006, “Urbanization, urban-biased policies, and urban-rural inequality in China, 1987-2001”, *Chinese Economy*, 39(3), 42-63.
 39. Maskin, E., Qian, Y., and Xu, C., 2000, “Incentives, information, and organizational form”, *The review of economic studies*, 67(2), 359-378.
 40. Montinola, G., Qian, Y., and Weingast, B. R., 1995, “Federalism, Chinese style: the political basis for economic success in China”, *World politics*, 50-81.
 41. Oates, W. E., 1999, “An essay on fiscal federalism”, *Journal of economic literature*, 37(3), 1120-1149.
 42. Oates, W. E., 1993, “Fiscal decentralization and economic development”, *National tax journal*, 46(2), 237-243.
 43. Oi, J. C., 1992, “Fiscal reform and the economic foundations of local state corporatism in China”, *World Politics: A Quarterly Journal of International Relations*, 99-126.
 44. Pan, X., Wu, Y., and Wu, H., 2019, “Decentralization and firm investments: evidence from China”, *International Review of Finance*, 19(2), 287-313.

45. Qian, Y., and Roland, G., 1998, "Federalism and the soft budget constraint". *American economic review*, 1143-1162.
46. Qian, Y., Roland, G., and Xu, C., 2006, "Coordination and experimentation in M-form and U-form organizations", *Journal of Political Economy*, 114(2), 366-402.
47. Qian, Y., and Weingast, B. R., 1996, "China's transition to markets: market-preserving federalism, Chinese style", *The Journal of Policy Reform*, 1(2), 149-185.
48. Qian, Y., and Weingast, B. R., 1997, "Federalism as a commitment to reserving market incentives", *Journal of Economic perspectives*, 11(4), 83-92.
49. Qian, Y., and Xu, C. G., 1993, "Why China's economic reforms differ: the M-form hierarchy and entry/expansion of the non-state sector", *The Economics of Transition*, 1(2), 135-170.
50. Tiebout, C. M., 1956, "A pure theory of local expenditures". *Journal of political economy*, 64(5), 416-424.
51. Weingast, B. R., 1995, "The economic role of political institutions: Market-preserving federalism and economic development", *Journal of Law, Economics, & Organization*, 1-31.
52. Xu, C., 2011, "The fundamental institutions of China's reforms and development", *Journal of economic literature*, 49(4), 1076-1151.
53. Yang, D. T., 1999, "Urban-biased policies and rising income inequality in China", *American Economic Review*, 89(2), 306-310.
54. Yu, J., Zhou, L. A., and Zhu, G., 2016, "Strategic interaction in political competition: Evidence from spatial effects across Chinese cities", *Regional Science and Urban Economics*, 57, 23-37.

Fiscal Decentralization, Targeted Incentives and Institutional Arrangements for Rural Revitalization: Historical Experience Based on China's Province-Managing-County Fiscal System Reform

Summary: County-level governments play a key role in the process of comprehensively promoting rural revitalization. In order to ensure the efficient performance of agricultural support functions, it is necessary to improve the institutional arrangements including county governments' ability promotion and targeted incentives. This paper summarizes the historical experience of China's province-managing county fiscal system reform and examines the impact of this reform on county agricultural growth by using the difference-in-difference models based on a panel of 1512 counties in China from 1994 to 2010. The empirical results show that during the study period, the province-managing county reform had a negative impact on agricultural growth of 3%-4%. We argue that in the context of "Chinese decentralization", the behavior of county-level governments are influenced by the strong incentive of GDP assessment, and they tend to strengthen the urban orientation of economic policies after power expansion, contributing to the accelerated growth of urban and non-agricultural economies in reform counties. However, on the other hand, due to the lag and non-mandatory assessment of agricultural growth, the expansion counties pay less attention to the work of "agriculture, rural areas and farmers", the accelerated flow of financial resources out of agriculture, the lack of support for the construction of agricultural infrastructure, and the dividends of urban and industrial development have not well fed back to agriculture. The above factors have together led to an accelerated outflow of agricultural production factors and a decline in agricultural total factor productivity, which constitute the direct cause of weak agricultural growth. Further research found that there were differences in the agricultural assessment incentives faced by major grain-producing and non-major grain-producing counties, which made the impact of the reform on agricultural growth of the two types of counties heterogeneous. In terms of time dimension, the negative impact of the reform on county agricultural growth has been alleviated with

the introduction and gradual strengthening of agricultural assessment incentives. Finally, based on the above historical experience, this paper puts forward some relevant policy recommendations.

Keywords: Province-Managing-County Reform; Fiscal Decentralization; Targeted Incentives; Rural Revitalization