

环境规制对农机市场结构的冲击

——基于“国Ⅲ升国Ⅳ”政策的实证检验

李洪波 张 奇 张宗毅

摘要：本文将2022年12月全国强制实施的非道路移动机械排放标准从国Ⅲ升至国Ⅳ政策作为外生冲击，基于2021—2023年的农机购置面板数据，采用精确时间断点回归方法，从市场集中度和产品马力结构两个方面，实证检验该环境规制对拖拉机市场结构的短期影响。研究表明：该政策通过合规成本效应与创新补偿效应，显著提高了拖拉机市场的市场集中度，头部企业市场份额扩大，部分中小型企业被挤出市场；通过价格传导效应差异化影响不同马力拖拉机的供需，导致市场产品结构向大马力方向演进。一系列稳健性检验均支持上述结论。本文为理解环境规制对产业组织的结构性影响提供了新的经验证据，并为未来农机产业政策的制定与优化提供借鉴。

关键词：国Ⅳ排放标准 环境规制 市场结构 时间断点回归 农机产业

中图分类号：F320；F420；S23 **文献标识码：**A

一、引言

为推进非道路移动机械污染减排治理、改善全球大气环境质量，生态环境部大气环境司于2021年1月发布《〈非道路移动机械用柴油机排气污染物排放限值及测量方

[资助项目] 国家自然科学基金面上项目“耕地‘宜机化’应对‘非粮化’：机制、效应与实现路径”（编号：72373055）；国家自然科学基金面上项目“购机补贴政策框架下农机企业行为机理研究：质量选择、研发投入与价格歧视”（编号：71973074）；教育部人文社科青年项目“‘国Ⅲ’升‘国Ⅳ’农机排放标准升级政策评估：环境效益与经济成本”（编号：24YJC790186）。

[作者信息] 李洪波，江苏大学管理学院、江苏大学中国农业装备产业发展研究院，电子邮箱：lhb@ujs.edu.cn；张奇，江苏大学管理学院，电子邮箱：18451910597@163.com；张宗毅（通讯作者），江苏大学中国农业装备产业发展研究院，电子邮箱：zhongyi@163.com。

[致谢] 感谢江苏大学中国农业装备产业发展研究院王允老师和审稿专家对本文提出的有益建议，但文责自负。

法（中国第三、四阶段）》（GB 20891—2014）修改单》，明确提出“自2022年12月1日起，所有生产、进口和销售的560kW以下（含560kW）非道路移动机械及其装用的柴油机应符合本标准第四阶段要求”^①，即从2022年12月1日起，全国强制实施非道路移动机械排放标准从国Ⅲ升至国Ⅳ政策（以下简称“国Ⅲ升国Ⅳ”政策）。2022年12月之前，中国销售的拖拉机以国Ⅲ标准发动机为主，采用缸内直喷、大泵供油、菱形气缸盖和高压油管等技术，技术相对落后（庞凯莉等，2020），无法满足国家对非道路移动机械环保性能的要求。国Ⅳ排放标准要求使用高压共轨技术的发动机，且需要加装尿素催化还原（SCR）装置和废气再循环后处理（EGR）装置，国Ⅳ排放标准农业机械的污染排放水平更低（吐尔逊·买买提等，2024）。这显著提高了发动机的制造成本和技术复杂度。该项政策实施具有全国统一性和强制性，不存在省份实施的时间差异或政策豁免。生态环境部通过生产一致性检查、销售端抽查等方式确保政策落实。

然而，“国Ⅲ升国Ⅳ”政策直接导致了2022年农机市场需求出现较大程度的“透支”。从供给看，大部分农机企业没有做好前期技术升级准备，造成大量国Ⅲ标准拖拉机销售积压、收割机出售难；从需求看，大量用户基于产品升级导致涨价的判断，在政策正式实施前进行保价购买，大量购入拖拉机等农机，提前“透支”了2023年拖拉机、收割机市场的需求。上述因素导致拖拉机、收割机销售数量2022年急剧增长和2023年断崖式下滑。这一现象得到部分国内媒体的报道^②，但学术界缺乏对“国Ⅲ升国Ⅳ”政策影响农机市场结构的研究。

市场结构是行业内部买方和卖方的数量及其规模分布、产品差异程度和新企业进入壁垒等诸多因素的总和。市场通常被划分为完全竞争、垄断竞争、寡头垄断和完全垄断四种类型。政府政策影响市场结构的研究，主要从政策对市场结构的冲击效果和冲击效果的非对称性两个方面展开。在冲击效果研究方面，范群林等（2013）指出，环境规制可以通过影响行业内外企业的行为来改变行业的市场竞争程度，最终改变行业的市场竞争格局。魏后凯（2002）从不同的角度，论证了较强的环境规制会影响行业内企业数量。陈林和朱卫平（2011）通过对中国工业企业的分析，发现不同企业的规模 and 创新能力存在明显差异，部分企业有更强的对环境规制的适应能力，从而实施更具竞争力的策略性行为。周沂等（2022）证明了清洁生产标准政策显著优化了企业的出口产品结构。在冲击效果非对称性研究方面，张国兴等（2021）指出，同样的环

① 《〈非道路移动机械用柴油机排气污染物排放限值及测量方法（中国第三、四阶段）〉（GB 20891—2014）修改单》，<https://www.mee.gov.cn/xxgk/xxgk01/202012/W020201231356400113096.pdf>。

② 资料来源：《农机市场下滑超24%！中小企业承压，实力企业借助资本市场突围》，<https://news.nongji360.com/html/2023/07/263790.shtml>。

境规制对不同企业具有非对称的规制强度，这种非对称性来自企业规模的异质性。王立杰和吕建军（2020）基于古诺模型，分析了不同竞争强度的市场结构对政府环境补贴政策及环境税收政策的社会福利效应的影响。周明月（2014）也证实了在不同的市场结构下，环境规制对企业排污的影响是不同的。但当前研究存在需要进一步深化的地方。一是环境规制对产业结构的影响是经济学和公共政策研究的热点，但针对农机这一特定产业的实证证据较少，“国Ⅲ升国Ⅳ”政策对农机市场结构影响的研究还比较缺乏。二是以往具体某个产业的市场结构的研究普遍把市场产品当成均质的同一个产品，简单采用排名前几家企业市场占有率之和、洛伦兹曲线与基尼系数、赫芬达尔—赫希曼指数和熵指数等指标衡量市场结构，导致测度结果对市场的指导意义较弱。拖拉机按照马力，至少可以分为大马力拖拉机、中马力拖拉机和小马力拖拉机等，不同产品满足不同的市场需求，本质上不是均质的产品。用传统的市场结构指标来度量市场结构变化是不完善和不全面的。

本文基于全国31个省份2021—2023年的农机购置补贴的公开数据，采用精确断点回归设计（Sharp Regression Discontinuity Design, Sharp RDD），以影响最大的拖拉机市场为例，从市场集中度和产品马力结构两个维度，分析“国Ⅲ升国Ⅳ”政策对拖拉机市场结构的影响。本文的边际贡献主要体现在：一是理论上，突破传统研究将市场产品视为同质产品的局限，从市场集中度和产品马力结构两个维度展开分析，更全面地捕捉政策的结构性影响；二是实证上，基于全国31个省份的农机购置面板数据展开研究，填补了“国Ⅲ升国Ⅳ”政策对农机市场影响的研究空白，同时以中国政策为案例，为环境规制的产业效应提供新兴市场国家的经验证据；三是政策上，政策制定者往往关注环境效益，却忽视经济结构性成本，本文揭示环境规制的“双刃剑”效应，对优化政策设计具有重要启示；四是方法上，采用断点回归设计，克服了政策全国统一实施导致缺乏对照组的难题，增强了因果推断的可靠性。

二、研究假说提出

（一）“国Ⅲ升国Ⅳ”政策对市场集中度的影响

强化环境规制会直接抬高行业的合规成本与技术门槛，对行业内不同规模、不同技术储备企业的冲击是非对称的，从而对市场集中度产生显著影响。

首先，“国Ⅲ升国Ⅳ”政策通过合规成本效应影响市场集中度。合规成本是固定成本的一种，构成市场进入壁垒，并促使劣势企业退出。国Ⅳ发动机需要加装各类后处理系统，不仅增加了单台拖拉机的制造成本，而且意味着农机企业需要投入大量的前期研发资金、技术引进资金，承担生产线改造升级的成本。大型农机企业凭借其雄厚

的资本、规模经济效应和更成熟的技术研发体系，能够更从容地消化这些新增成本。相反，许多中小型农机企业原本就利润微薄、技术积累薄弱，突如其来的技术升级要求使其面临巨大的资金和技术压力。中小型企业无法像大企业那样快速完成产品迭代，其结果是在政策实施节点（2022年12月1日）前后，陷入了两难困境：为了在政策实施日之前清理国Ⅲ农机库存，被迫参与激烈的价格竞争，利润空间被极度压缩，进一步损耗了其转型升级所必需的资本；转型的高门槛使其被“拒之门外”，最终被迫退出市场。这一“清洗效应”将减少市场企业的数量，尤其是中小型企业数量。

其次，“国Ⅲ升国Ⅳ”政策通过创新补偿效应，强化头部企业的竞争优势，推动市场集中。大型农机企业为了满足新标准并持续获得寡占租金（oligopoly rents），会加大研发投入，推出高性能产品，形成动态效率增益。这种创新不仅体现在后处理技术方面，还体现在协同优化整机性能与排放控制方面，从而推动农机企业推出更高效、更环保的产品。这进一步扩大了大型农机企业与中小型农机企业的产品技术、品牌声誉差距。“国Ⅲ升国Ⅳ”政策实施后存活下来的农机企业（主要是大型农机企业）或成功转型的农机企业将抢占退出企业让出的市场份额，而新进入者数量因技术壁垒而减少。因此，本文预期，“国Ⅲ升国Ⅳ”政策实施后，拖拉机市场的市场集中度将显著提高，市场份额向头部企业集中。基于以上分析，本文提出第一个研究假说。

H1：“国Ⅲ升国Ⅳ”政策会推动拖拉机市场的市场集中度显著提升。

（二）“国Ⅲ升国Ⅳ”政策对产品结构的影响

如前所述，拖拉机市场的产品不是均质的。“国Ⅲ升国Ⅳ”政策对不同马力段拖拉机市场产生差异化影响，导致拖拉机马力结构的变化。

“国Ⅲ升国Ⅳ”政策通过价格传导效应，差异化影响不同细分市场的需求。需求理论表明，价格弹性（price elasticity）差异导致政策冲击的非对称性。具体来说，相对大马力拖拉机，中小马力（如100马力以下）拖拉机的单价较低，发动机升级和加装后处理系统带来的绝对价格涨幅和相对价格增幅（百分比）更大，对价格敏感用户（如个体农户、小型农民专业合作社）的购买决策影响巨大。这些用户正是推动2023年拖拉机市场需求“透支”的主力军。他们为了规避未来的涨价，提前购买了国Ⅲ产品，从而严重“透支”了后续市场需求。大马力（如150马力以上）拖拉机的用户多为大型农场或专业农业服务组织，对价格的敏感度较低，但对产品性能、可靠性和作业效率要求较高。同时，大马力拖拉机的绝对价格较高，发动机升级及加装后处理系统导致的绝对价格涨幅和相对价格增幅较小。因此，“国Ⅲ升国Ⅳ”政策对大马力拖拉机市场的影响比中小马力拖拉机市场小。

“国Ⅲ升国Ⅳ”政策实施后，拖拉机市场需求结构发生了变化。中小马力拖拉机

市场因需求被严重“透支”而陷入持续低迷，而大马力拖拉机市场需求因刚需属性更强、受政策影响更小，而恢复更快。供给端的农机企业敏锐地捕捉到这一变化。为在萎缩的市场中寻找增长点，头部企业会顺势而为，将更多的研发和营销资源投向利润更高、需求更稳定的大马力拖拉机市场，主动优化其产品结构。因此，“国Ⅲ升国Ⅳ”政策在客观上加速了拖拉机市场产品结构的升级，推动市场需求和供给向大马力、高性能产品倾斜。基于以上分析，本文提出第二个研究假说。

H2：“国Ⅲ升国Ⅳ”政策推动拖拉机市场的产品结构向大马力方向演进，大马力产品占比显著提升。

（三）分析框架

综上所述，本文构建分析框架，如图1所示。“国Ⅲ升国Ⅳ”政策作为一个外生冲击，通过合规成本效应和创新补偿效应，影响农机企业的生存与竞争行为，从而导致拖拉机市场集中度的变化（H1）；通过价格传导效应，差异化改变不同马力产品的供需关系，进而导致产品马力结构的变化（H2）。

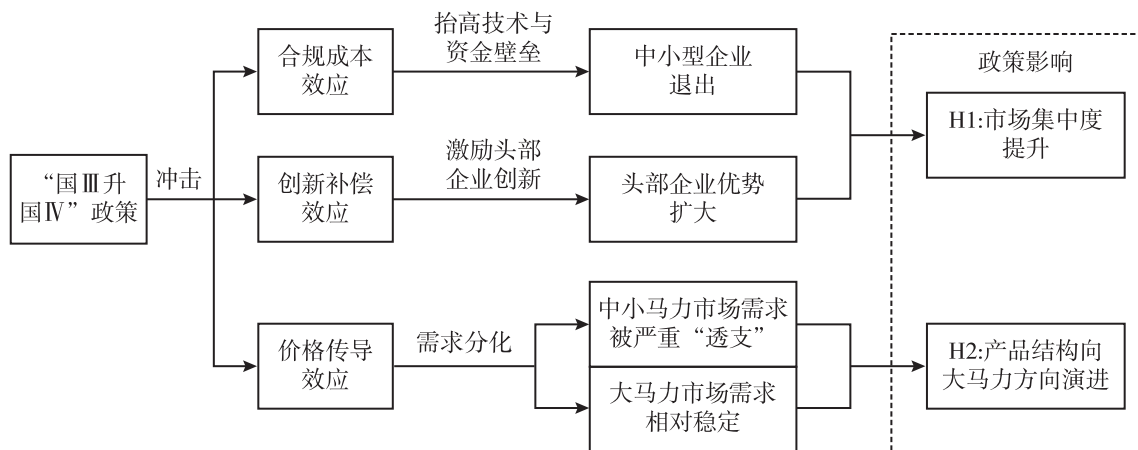


图1 “国Ⅲ升国Ⅳ”政策影响农机市场结构的分析框架

三、研究设计

（一）数据来源

本文微观数据是31个省级单位和7个计划单列单位^①的“农机购置与应用补贴信

① 单位包括全国除港澳台外的31个省份，青岛、宁波、大连、厦门、新疆生产建设兵团、广东农垦、黑龙江农垦7个计划单列单位。本文通过农业农村部农机购置补贴信息公开专栏（<http://www.amic.agri.cn/subsidy/index>）查询各省购机补贴系统。例如，江苏省购机补贴系统的网址为：<https://butiexitong.jssny.com.cn/subsidyOpen>。

息实时公开系统”（以下简称“购机补贴系统”）2021—2023年的公示数据。本文使用网络爬虫技术，通过购机补贴系统获取相关数据。

根据断点回归设计的识别策略和研究目的，本文按照以下步骤处理样本数据：第一，将计划单列单位购机补贴系统数据与其所在省份购机补贴系统数据合并，统一为31个省份的数据；第二，根据农业机械购买日期字段，按省份对样本进行排序；第三，删除异常数据样本，如同型号价格明显异常的样本和“已冻结”“已作废”样本；第四，通过企查查查询企业更名情况，并统一企业名称，如福田雷沃国际重工股份有限公司（2004年9月—2015年11月）、雷沃重工股份有限公司（2015年11月—2021年1月）和潍柴雷沃重工股份有限公司（2021年1月—2022年8月）为同一家公司，本文统一称为潍柴雷沃智慧农业科技股份有限公司。

控制变量中进入壁垒、政府补贴和企业所有制结构数据来自购机补贴系统。其中，进入壁垒涉及的高新技术企业名单来自科学技术部高新技术企业认定管理工作网公示的高新技术企业名单^①；劳均耕地面积中农业从业人员数来自2022—2024年的《中国人口和就业统计年鉴》，耕地面积数据来自2022—2024年的《中国统计年鉴》；耕地坡度数据是第三次国土调查分省份耕地坡度数据，其中个别省份未公开数据，研究团队向这些省份的自然资源厅申请获得相应数据。

（二）变量设计

1. 被解释变量。被解释变量为市场集中度和产品结构。市场集中度是衡量市场结构的重要指标，主要用来表征市场的竞争程度。学术界一般采用行业集中度指数、洛伦兹曲线与基尼系数、赫芬达尔—赫希曼指数和熵指数等指标，测度特定行业的市场集中度，包括农业机械行业（谢进等，2018）、房地产业（王志刚和徐传谔，2019）、茶业（李道和等，2020）、乳制品业（傅磊等，2021）和奶业（余泽田等，2023）等。由于特定市场集中度在不同时期是变化的，上述文献因研究对象、时间范围和采用数据真实全面性不同而得出差异性较大的研究结论。 CR_n 指标是在特定行业市场中，市场份额最大的 n 家企业累加的市场份额， n 一般取4。考虑各省份企业竞争的差异及前期对2023年前三季度国Ⅳ拖拉机市场基本样态的研究，本文选取 CR_4 指标作为拖拉机市场的市场集中度的衡量指标。其公式如下：

$$CR4_{it} = \sum_{k=1}^4 S_{kit} \quad (1)$$

（1）式中： $CR4_{it}$ 为 i 省 t 月拖拉机市场的市场集中度（销售额前四的企业销售额总和占拖拉机市场总销售额的比重）； S_{kit} 是 i 省 t 月市场占有率排第 k 位的企业

① 高新技术企业认定管理工作网，<http://www.innocom.gov.cn/gqrdw/c101322/cxfw.shtml?keyword>。

额^①； t 为时间变量（单位为月，从2022年1月至2023年12月，共24期，赋值为1~24）。本文借鉴美国经济学家Bain（1951）提出的分类标准，根据市场集中度判定市场结构^②。

被解释变量产品结构是衡量市场结构的一个重要指标，主要用来表征同一市场产品的分布情况和竞争力。本文根据下式对产品结构变量进行赋值：

$$structure_{it} = \ln \frac{\sum (Q_{ij} \times P_j)}{\sum Q_{ij}} \quad (2)$$

（2）式中： $structure_{it}$ 为 i 省 t 月拖拉机市场的产品结构； Q_{ij} 为 i 省 t 月 j 型号拖拉机的销售数量， P_j 为 j 型号拖拉机的功率值^③。（2）式含义为 i 省当年销售拖拉机的平均功率值。该值越大，该省当年销售的拖拉机的平均功率值越大。

2. 处理变量。根据精确断点回归设计方法，断点（政策实施时点，2022年12月1日）前的样本不受政策影响，属于对照组，断点后的样本受政策影响，属于实验组。本文定义时间变量 t （政策实施时点为 $t=12$ ）为驱动变量， D_{it} 为政策处理变量。其中， D_{it} 赋值如下：

$$D_{it} = \begin{cases} 1, t \geq 12 \\ 0, t < 12 \end{cases} (i = 1, 2, \dots, 31) \quad (3)$$

本文对 t 进行中心化处理，令 $T=t-12$ ，得到每个观测时间点与政策时点的时间距离，从而定义断点时间距离变量。

3. 控制变量。参考已有研究，本文选择进入壁垒、所有制结构、政府补贴、劳均耕地面积、耕地坡度5个控制变量。进入壁垒是行业内留存企业相比潜在进入企业所具有的竞争优势。一般而言，形成进入壁垒的原因有规模经济、客户忠诚度和产品差异性等（雷文妮等，2019）。行业进入壁垒和市场集中度存在正相关关系，进入壁垒越小，新企业进入行业的难度越低，市场集中度越低。本文用拖拉机行业高新技术企业占行业内全部企业的比重来定义进入壁垒。企业所有制结构越多元，市场开放竞争程度越大，市场集中度越低（李显君等，2018）。本文用外资企业占行业内全部企业的比重来衡量所有制结构。政府补贴是政府为鼓励市场发展、调节发展不均衡而采取的经济手段，与市场集中度存在正相关关系。政府补贴力度越大，农户购机成本越低，头部企业明星产品的销售量就越高，市场集中度越高（朱金生和朱华，2021）。

① 无特别说明，本文的市场占有率均以销售额计算。

② 因篇幅限制，计算结果见《中国农村观察》网站或中国知网本文附录的附表1。

③ 购机补贴系统公示数据包含型号信息，根据型号信息中的功率代号可以确定该型号拖拉机的功率值。例如，一拖ME704—N型号拖拉机为70马力，潍柴雷沃M1604—5XS1型号拖拉机为160马力。

劳均耕地面积是实际参与农业生产活动的劳动人口的人均耕作面积，劳均耕地面积越大，农机需求越大，产品需求越趋向大马力农机。耕地坡度越大，土地平整性越差，大型农机的作业条件越苛刻，产品结构越趋向小马力农机。本文用6度以上耕地面积占全省耕地总面积的比重来定义耕地坡度变量。

变量定义及描述性统计如表1所示。

表1 变量定义及描述性统计

变量	变量定义	政策实施前 (n=350)		政策实施后 (n=369)	
		均值	标准差	均值	标准差
市场集中度	各省份销售额排名前四的企业销售额之和占全省拖拉机市场总销售额的比重	0.6633	0.1508	0.7694	0.1379
产品结构	各省份当年销售拖拉机的平均功率值 (马力)	91.7973	18.5183	91.1888	19.1902
进入壁垒	各省份拖拉机企业中高新技术企业占比	0.3401	0.1929	0.4369	0.2171
所有制结构	各省份外资拖拉机企业数量占行业全部企业数量的比重	0.0646	0.11543	0.0902	0.1527
政府补贴	各省份拖拉机农机购置补贴之和 (万元)	11529.4022	16689.1185	7153.4314	10148.2856
劳均耕地面积	各省份耕地面积与农业从业人员数的比值 (亩/人)	12.6113	1.8415	12.2767	1.7838
土地坡度	6度以上耕地面积占全省耕地总面积的比重	0.2759	0.2568	0.2661	0.2569
断点时间距离	按月计算每个观测时间点与政策时点的时间距离	-5.9233	3.1754	6.1425	3.6779
政策处理变量	政策实施后=1, 政策实施前=0	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000

注：产品结构和政府补贴变量在后续回归中取对数。

(三) 研究方法和计量模型

政策“一刀切”的特性使全国所有拖拉机企业和购买者均为处理组，无法使用双重差分法或倾向得分匹配模型。Sharp RDD是最合适的方法（高鋈等，2022），其不依赖对照组，而是利用政策实施时点这一精确的时间断点，通过分析结果变量在断点前后的“跳跃”来识别因果效应，完美契合本文政策的外生性和突然性特点。

精确断点回归设计是评估在某一连续变量（本文为月份）的某个临界点（本文为2022年12月1日），某项政策或干预突然生效所产生影响的理想模型（Lee and Lemieux, 2010）。第一，本文的政策实施时点由中央政府外生给定，对全国农机企业和购买者而言，是一个在时间上连续但政策干预状态发生“跳跃”的明确断点，满足Sharp RDD应用的核心前提，可以将政策实施临界点附近近似地看成一个准自然实验。第二，在政策实施前后的短时间内，影响市场结构的其他宏观经济因素、季节性因素或行业趋势可被视为是平滑变化的，任何在断点处观测到的结果变量的“跳跃”均可归因于该政策的冲击。这能有效克服内生性问题，为识别因果关系提供强有力的支持。

本文构建如下基准模型：

$$Y_{it} = \alpha + \beta D_{it} + f(T, D_{it}) + \gamma X_{it} + \varphi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) 式中： Y_{it} 为 i 省 t 月市场集中度和产品结构； $f(T, D_{it})$ 为断点两侧时间趋势的函

数（断点两侧分别拟合的线性或多项式趋势），本文将断点两侧时间趋势的函数分别设定为基准线性模型、全线性模型、约束二次型模型和全二次型模型，并通过变量的显著性来判断“跳跃”是否存在； X_{it} 为控制变量向量； α 为常数项； β 是局部平均处理效应值（local average treatment effect, LATE），是模型的核心系数，用于捕捉断点处（ $T=0$ ）市场集中度和产品结构的“跳跃”； γ 为控制变量回归系数的向量； φ_i 和 δ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应，用于控制地区异质性因素和季节异质性因素的影响； ε_{it} 为随机误差项。

四、拖拉机市场的基本情况

（一）市场集中度分析

本文根据2022年和2023年的农机购置数据，分析各省份拖拉机销售情况和市场集中度。根据计算结果^①，拖拉机市场的变动比较明显，本文得到以下三点结论。

一是拖拉机市场实际销售额和销售量在绝大部分省份存在明显的断层下跌。从全国总体水平来看，拖拉机市场总销售额从2022年的411.98亿元下降至2023年的256.11亿元，下降了155.87亿元，同比下跌37.83%；销售量从2022年的44.86万台下降至2023年的25.37万台，下降了19.49万台，同比下跌43.45%。黑龙江、吉林、辽宁、河南、河北和山东6个省份的销售额下降幅度都超过40%，最高同比下跌70%。

二是全国各省份拖拉机市场中的企业数量明显减少，部分实力较弱的企业被市场淘汰。2022年全国有销售记录的企业达269家，2023年这一数据为216家，净减少53家，减少19.70%。这部分“退出”的企业以地方小企业为主，也包含少量外资和合资企业，如洋马农机（中国）有限公司、克拉斯（山东）农业机械有限公司和湖南稻田机械股份有限公司等。

三是拖拉机市场的市场集中度在各省份（除重庆外）均表现出寡占或向更高寡占水平发展的特点。全国拖拉机市场整体有较高的寡占水平， $CR4$ 在50%~75%，属于中（上）集中寡占型，市场掌握在少部分龙头企业手中。分省份看，农机化水平较低省份的拖拉机市场垄断程度的变化相较农机大省更明显，市场快速被头部两三家企业整合。广东、贵州、福建、北京和上海等省份2023年的 $CR4$ 已经超过70%。

本文进一步统计市场头部企业在省域层面的表现。具体来说，本文统计2023年销售额排名前10的企业2022年和2023年市场占有率排名前四省份和市场占有率超过5%省份的情况，具体见表2。

① 因篇幅限制，计算结果见《中国农村观察》网站或中国知网本文附录的附表2。

表 2 2022—2023 年头部企业的市场占有率情况

企业名称	2022 年市场占有率			2023 年市场占有率		
	排名前四 省份数	超过 5% 省份数	全国 排名	排名前四 省份数	超过 5% 省份数	全国 排名
潍柴雷沃智慧农业科技股份有限公司	31	31	2	31	31	1
第一拖拉机股份有限公司	29	30	1	31	31	2
常州东风农机集团有限公司	20	21	3	19	18	3
江苏沃得农业机械股份有限公司	15	17	4	10	10	6
江苏常发农业装备股份有限公司	10	11	5	9	9	5
约翰迪尔有限公司	4	6	9	8	8	4
久保田农业机械（苏州）有限公司	3	7	11	3	7	10
道依茨法尔机械有限公司	0	0	7	0	0	9
凯斯纽荷兰工业（哈尔滨）机械有限公司	1	3	10	2	2	8
潍坊华夏拖拉机制造有限公司	1	1	6	3	2	7

根据表 2，2022 年排名前 10 的企业大部分在 2023 年保持相对稳定发展。本文将中国拖拉机市场的农机企业分为三个梯队^①：第一梯队由潍柴雷沃和一拖两家企业构成；第二梯队由常州东风、沃得和常发三家企业构成；第三梯队由约翰迪尔、久保田和潍坊华夏等企业构成。第一，第一梯队企业断层领先。2023 年潍柴雷沃和一拖在全国 31 个省份的市场占有率都超过 5%，且排名均在前四。第二，第二梯队企业有所分化，部分省份出现新的实力竞争企业。在三家企业中，沃得的市场占有情况变动最大，市场占有率排名前四省份数和超过 5% 省份数均存在显著下降。第三，第三梯队企业市场表现各异，外资企业在其中占据主导地位。在外资企业中，久保田的市场占有率保持不变，而凯斯纽荷兰和约翰迪尔的市场占有率有所上升。

（二）产品结构分析

本文基于农机购置数据，计算各省份月均、年均购买拖拉机的平均马力水平及销售额占比最大的拖拉机型号^②。从购买拖拉机的型号来看，目前市场销售的拖拉机以大中型拖拉机为主，马力集中在 60~120 马力。2022—2023 年销售量占比较大的是潍柴雷沃四轮驱动 50~160 马力拖拉机、一拖四轮驱动 70 马力拖拉机和江苏沃得四轮驱动 70~90 马力拖拉机。

五、实证估计结果讨论

（一）断点回归图

在进行时间断点回归之前，本文先检验结果变量在“国Ⅲ升国Ⅳ”政策实施前后

① 这些头部企业在后续论述中采用简称形式。

② 因篇幅限制，计算结果见《中国农村观察》网站或中国知网本文附录的附表 3。

的变化情况，观察是否存在明显断点。根据图2，无论采用几阶多项式，在 $t=12$ 这一政策实施时点两侧，市场集中度的拟合线都存在明显向上“跳跃”的断点。这意味着“国Ⅲ升国Ⅳ”政策对市场集中度存在影响，可以进行局部平均处理效应估计。

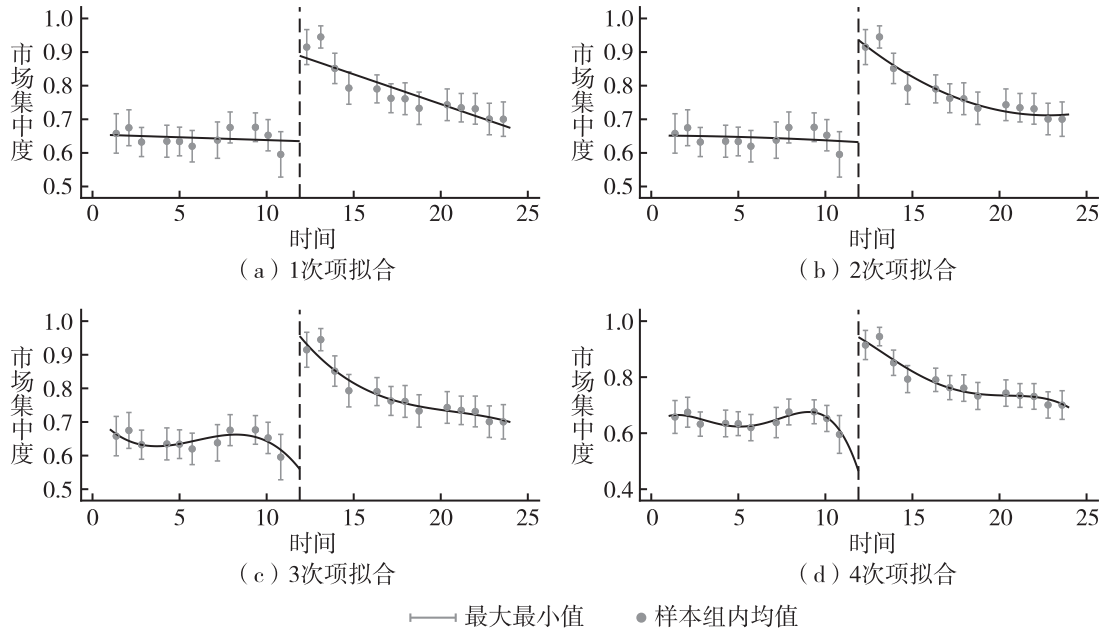


图2 市场集中度的断点回归结果

同理，根据图3，在 $t=12$ 点两侧，市场结构的拟合线存在明显向上“跳跃”的断点。这意味着国Ⅲ升国Ⅳ政策对拖拉机市场产品结构存在相似的影响。

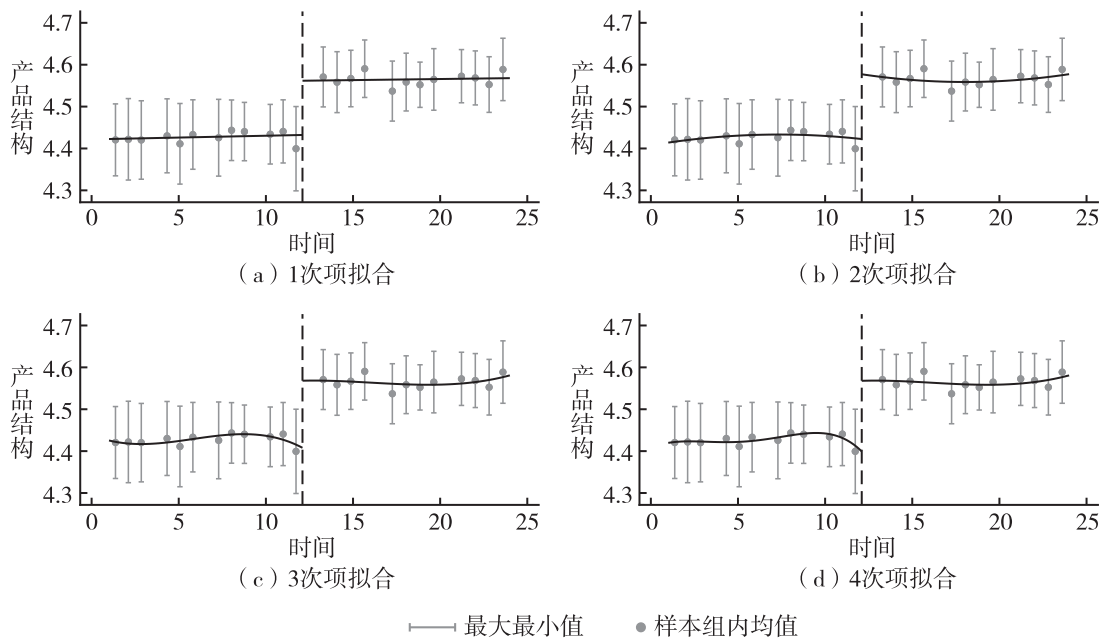


图3 产品结构的断点回归结果

（二）基准回归

1. 适用性检验。进行时间断点回归需要进行内生分组检验和控制变量连续性检验（Baruffaldi and Simeth, 2020; Eibich and Siedler, 2020）。由于McCrary法在时间断点回归框架下失效，本文采用理论分析方法进行内生分组检验。政策的完全强制性意味着驱动变量（时间）与协变量在断点附近不存在局部相关性，满足RDD的假设。在政策具有完全强制性的情况下，可以不进行内生分组检验。“国Ⅲ升国Ⅳ”政策具有明显的不区分省份同一时间全国统一实施的完全强制性，因此本文不进行内生分组检验。

本文进一步进行控制变量连续性检验。为了确保结果变量在断点处的“跳跃”确实由驱动变量所致而非控制变量（协变量）所致，所有控制变量在断点两侧都不应该出现处理效应，即断点附近控制变量应该是局部平滑的。因此，本文采取局部CCT最优带宽、核密度函数条件下的二次多项式和线性拟合两种非参数估计方法，并在回归中加入个体固定效应和时间固定效应，采用双尾t检验进行检验。具体结果见表3。无论采取何种估计方式，所有控制变量的p值都大于0.1，不显著，因此可以接受参数估计的原假设，即控制变量在断点附近不存在显著“跳跃”，是局部平滑的。

表3 控制变量连续性检验结果

拟合方式	估计量	进入壁垒	所有制结构	政府补贴	劳均耕地面积	耕地坡度
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
二次拟合	系数	0.0160 (0.1476)	0.0058 (0.0592)	-0.7670 (0.8887)	-0.9418 (4.4060)	0.0345 (0.1036)
	p值	0.914	0.921	0.388	0.831	0.739
一次拟合	系数	0.1144 (0.0981)	0.0225 (0.0417)	-0.3260 (0.7480)	-0.7065 (3.0499)	0.0264 (0.0723)
	p值	0.243	0.589	0.663	0.817	0.715
	个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
	时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

注：括号内为标准误。

2. 基准回归结果。本文基于全样本数据进行参数估计，同时汇报参数估计与非参数估计结果，回归结果见表4。表4（1）列~（4）列的被解释变量为市场集中度，（5）列~（8）列的被解释变量为产品结构。为排除时间断点回归模型可能存在的序列相关问题对结论的影响，本文借鉴相关研究，报告Newey-West标准误。

表 4 国Ⅲ升国Ⅳ政策影响农机市场结构的基准回归结果

变量	市场集中度				产品结构			
	基准线性模型	全线性模型	约束二次型模型	全二次型模型	基准线性模型	全线性模型	约束二次型模型	全二次型模型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
政策处理变量	0.2189*** (0.0168)	0.2097*** (0.0163)	0.2098*** (0.0164)	0.2645*** (0.0024)	0.1019*** (0.0281)	0.1021*** (0.2686)	0.1015*** (0.0270)	0.0708* (0.0369)
断点时间距离	-0.0100*** (0.0009)	-0.0024* (0.0014)	-0.0090*** (0.0009)	-0.0074 (0.0059)	0.0031* (0.0016)	0.0029 (0.0030)	0.0031* (0.0016)	0.0060 (0.0114)
断点时间距离的二次项			-0.0004*** (0.0007)	-0.0004 (0.0005)			-0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0009)
政策处理变量×断点时间距离		-0.0130*** (0.0018)		-0.0276** (0.0079)		0.0003 (0.0005)		0.0083 (0.0154)
政策处理变量×断点时间距离的二次项				0.0020** (0.006)				-0.0011 (0.0009)
进入壁垒	0.1802** (0.0550)	0.1603** (0.0484)	0.1707** (0.0503)	0.1360** (0.0482)	-0.0416 (0.0947)	-0.0411 (0.0986)	-0.0420 (0.9658)	-0.0274 (0.1026)
所有制结构	0.0858* (0.0469)	0.1070** (0.0497)	0.1093** (0.0490)	0.0788 (0.0518)	0.0113 (0.0825)	0.1079 (0.0824)	0.1236 (0.8212)	0.0267 (0.0775)
政府补贴	-0.0126** (0.0038)	-0.0080** (0.0038)	-0.0096** (0.0038)	-0.0059 (0.0037)	0.0083* (0.0042)	0.0082* (0.0041)	0.0084** (0.0041)	0.0070* (0.0038)
劳均耕地面积	-0.0027 (0.0102)	-0.0007 (0.0085)	-0.0007 (0.0089)	-0.0026 (0.0087)	-0.2198 (0.0138)	-0.0220 (0.0137)	-0.02190 (0.1389)	-0.0210 (0.0136)
耕地坡度	-1.1428** (0.3930)	-1.2454** (0.2155)	-1.1910** (0.3608)	-1.3774*** (0.2939)	3.2964* (1.7191)	3.2987* (1.7079)	3.2942* (1.7150)	3.3731* (1.7226)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	719	719	719	719	719	719	719	719

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为Newey-West标准误。

在市场集中度方面，四种函数设定下政策处理变量均显著，且系数为正，系数范围为0.2097~0.2645，表明“国Ⅲ升国Ⅳ”政策实施后，拖拉机市场的市场集中度出现了显著的正向“跳跃”。“国Ⅲ升国Ⅳ”政策使市场集中度平均提升20.97%~26.45%，按照政策实施前的样本均值0.6633计算，市场集中度提升了0.1391~0.1754。综合来看，“国Ⅲ升国Ⅳ”政策显著推动了拖拉机市场向更高寡占格局演进，市场份额向头部企业集中。H1得到证实。

在产品结构方面，四种函数设定下政策处理变量均显著，且系数为正，表明“国Ⅲ升国Ⅳ”政策推动各省份销售拖拉机的平均马力出现显著的正向“跳跃”。系数范围为0.0708~0.1021，意味着“国Ⅲ升国Ⅳ”政策使在售拖拉机的平均功率提升7.08%~10.21%，按照政策实施前的样本均值91.7973马力计算，在售拖拉机平均功率

提升了6.4992~9.3725马力。H2得到证实。

结合作者所在研究团队对农机企业、农机户的走访调研情况，“国Ⅲ升国Ⅳ”政策主要从三个方面影响拖拉机市场的市场结构。第一，合规成本效应将技术储备不足和规模效应较差的中小型拖拉机企业挤出市场。拖拉机从国Ⅲ排放标准升级为国Ⅳ排放标准，不仅需要升级发动机，而且要升级改造原有生产线。在微利情况下，中小型拖拉机企业无力进行生产线升级，从而被挤出市场。第二，创新补偿效应拉大了大型农机企业和中小型农机企业的差距。大型农机企业为满足新标准并维持市场地位，会加大后处理技术、整机性能优化、排放控制协同等方面的研发投入，从而推出更高效、更环保的产品。这扩大了大型农机企业与中小型农机企业在产品质量、市场竞争力方面的差距。“国Ⅲ升国Ⅳ”政策推动拖拉机市场的市场集中度显著提高，市场份额向头部企业集中。第三，“国Ⅲ升国Ⅳ”政策通过价格传导效应差异化影响不同细分市场的需求。中小家庭农场、小型农民专业合作社等用户对价格敏感，他们在“国Ⅲ升国Ⅳ”政策落地前，提前大量购买国Ⅲ标准拖拉机，进而“透支”后续市场需求。大马力拖拉机用户对价格的敏感度较低，而且更高价格下升级发动机和加装后处理系统导致的购置成本增加的比例较低。因此，“国Ⅲ升国Ⅳ”政策更有利于大马力拖拉机的销售，将提高市场销售拖拉机的平均功率。

（三）稳健性检验

本文从非参数识别策略、带宽选择、假断点证伪以及样本敏感性四个方面进行稳健性检验。

1. 非参数局部断点回归。为排除全局函数形式假定对估计结果的干扰，本文使用局部线性和局部二次回归，进行非参数估计，并以MSE最优带宽（mserd）为基础，采用三角核加权。本文在非参数RDD中分别采用局部线性（ $p=1$ ）和局部二次（ $p=2$ ）多项式进行估计。表5的估计结果显示，无论采用局部一阶还是二阶多项式，政策处理变量的显著性和方向与基准回归基本一致，证实基准结果的稳健性。

表5 非参数局部断点回归的估计结果

变量	市场集中度		产品结构	
	(1)	(2)	(3)	(4)
政策处理变量	0.3316*** (0.0388)	0.3496*** (0.0676)	0.1669*** (0.0524)	0.1798** (0.0781)
核函数	三角核	三角核	三角核	三角核
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
最优带宽	2.549	3.656	4.437	5.322
多项式阶数	一阶	二阶	一阶	二阶

注：①***、**分别表示1%、5%的显著性水平。②括号内为Newey-West标准误。③控制变量同表4。

2. 改变带宽。非参数断点回归对带宽选择较为敏感，带宽越窄，越局部，模型越灵活（受全局趋势干扰越小），但样本量越少，估计噪声越大；带宽越宽，样本量越多，但可能引入远离断点的观测值，导致估计偏差。根据表5，市场集中度的最优带宽在3个月左右，产品结构的最优带宽在5个月左右。受限于断点附近的样本规模，小于最优带宽的估计因数据不足无法收敛，因此，表6报告了基于6个月和9个月两种带宽的估计结果。可以看出，将带宽放宽至6个月和9个月，政策处理变量的方向和显著性与基准回归基本一致，说明基准回归的稳健性。

表6 不同带宽下非参数局部断点回归的估计结果

变量	市场集中度				产品结构			
	6个月带宽		9个月带宽		6个月带宽		9个月带宽	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
政策处理变量	0.2967*** (-0.0218)	0.3664*** (-0.0381)	0.2593*** (-0.0172)	0.3286*** (-0.0287)	0.1641*** (-0.0447)	0.1713** (-0.0725)	0.1497*** (-0.0354)	0.1686*** (-0.0551)
核函数	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
多项式阶数	一阶	二阶	一阶	二阶	一阶	二阶	一阶	二阶

注：①***、**分别表示1%、5%的显著性水平。②括号内为Newey-West标准误。③控制变量同表4。

3. 改变核函数。在断点回归模型中，核函数选择会影响个体与断点的接近程度，从而影响个体权重分配（左喆瑜和付志虎，2021）。常用的核函数包括三角核函数、矩形核函数和均匀核函数等。本文采用矩形核函数和均匀核函数进行稳健性检验。估计结果见表7。可以看出，所有核心解释变量均显著，且系数为正。采用矩形核函数和均匀核函数所得到的估计结果与基准回归基本一致，说明本文研究结论的稳健性。

表7 不同核函数下非参数局部断点回归的估计结果

变量	市场集中度				产品结构			
	矩形核函数		均匀核函数		矩形核函数		均匀核函数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
政策处理变量	0.3296*** (-0.0398)	0.3508*** (-0.0684)	0.3324*** (-0.0387)	0.3512*** (-0.0675)	0.1725*** (-0.0567)	0.2085** (-0.0897)	0.1664*** (-0.0525)	0.1780** (-0.0774)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
最优带宽	1.925	3.037	2.397	3.546	3.442	4.575	4.202	5.196
多项式阶数	一阶	二阶	一阶	二阶	一阶	二阶	一阶	二阶

注：①***、**分别表示1%、5%的显著性水平。②括号内为Newey-West标准误。③控制变量同表4。

4. 改变政策发生时间。为了排除断点选择对估计结果的影响，本文采用改变政策发生时间的方式，进行安慰剂检验。本文将政策实施时间提前半年（2022年6月）和延后半年（2023年6月），进行两次虚拟断点回归。具体估计结果见表8。核心解释变

量均不显著，说明政策实施虚拟时间前后拖拉机市场的市场集中度和产品结构未发生显著变化，前文估计结果具有稳健性。

表 8 改变政策发生时间的非参数局部断点回归的估计结果

变量	市场集中度				产品结构			
	2022 年 6 月为断点		2023 年 6 月为断点		2022 年 6 月为断点		2023 年 6 月为断点	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
政策处理变量	-0.0165 (-0.0235)	-0.0300 (-0.0391)	0.0123 (-0.0277)	0.0286 (-0.0504)	0.0235 (-0.075)	0.0430 (-0.1245)	0.0446 (-0.0566)	0.0982 (-0.1009)
核函数	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
最优带宽	3.404	4.760	2.755	3.480	3.645	4.990	3.388	4.258
多项式阶数	一阶	二阶	一阶	二阶	一阶	二阶	一阶	二阶

注：①括号内为 Newey-West 标准误。②控制变量同表 4。

5. 甜甜圈检验。在现实中，部分企业可能预先得知政策出台的准确时间，采取措施对冲政策影响，从而导致处理效应被高估。因此，本文借鉴石绍宾和鞠镇远（2022）的研究，进行甜甜圈检验，即删除断点附近随机的若干观测值，再重新进行断点回归。表 9 展示在其他条件不变的情况下，随机删除断点左右各 3%、10% 的样本，并基于基础线性模型进行回归的估计结果。可以看出，核心解释变量仍然显著，说明基准回归结果的稳健可靠性。

表 9 基于甜甜圈检验的非参数局部断点回归的估计结果

变量	市场集中度				产品结构			
	左右各删除 3% 样本		左右各删除 10% 样本		左右各删除 3% 样本		左右各删除 10% 样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
政策处理变量	0.3277*** (-0.0398)	0.3407*** (-0.0693)	0.3261*** (-0.0415)	0.3460*** (-0.0726)	0.1684*** (-0.0528)	0.1814** (-0.0782)	0.1664*** (-0.0517)	0.1782** (-0.0755)
核函数	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核	三角核
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
最优带宽	2.576	3.627	4.423	5.325	2.530	3.656	4.179	5.280
多项式阶数	一阶	二阶	一阶	二阶	一阶	二阶	一阶	二阶
观测值	698	698	647	647	698	698	647	647

注：①***、**分别表示 1%、5% 的显著性水平。②括号内为 Newey-West 标准误。③控制变量同表 4。

六、研究结论与政策启示

本文实证检验非道路移动机械“国Ⅲ升国Ⅳ”政策对中国拖拉机市场结构的影响。研究得到以下三点结论。

第一,“国Ⅲ升国Ⅳ”政策显著提升了拖拉机市场的市场集中度,市场结构向寡占格局演进。排放标准升级作为一种严格的环境规制,产生了显著的合规成本效应和创新补偿效应。高昂的合规成本与高技术门槛超出大量中小企业的承受能力,迫使其退出市场;头部大型企业凭借其资金、技术和规模优势,不仅成功应对政策冲击,而且进一步强化了其市场地位。全国拖拉机市场的市场集中度在政策实施后出现显著的“跳跃”,平均提升超过20个百分点,行业内竞争企业数量净减少近20%。

第二,“国Ⅲ升国Ⅳ”政策差异化影响产品需求结构,推动拖拉机产品平均马力显著提升。“国Ⅲ升国Ⅳ”政策的冲击具有非对称性,对价格敏感的中小马力拖拉机市场受到更大影响。相反,大马力拖拉机用户的价格敏感度较低,需求相对刚性,需求恢复更快。头部企业为寻求业绩增长,顺势将资源投向利润更高、需求更稳定的大马力产品。本文证实:“国Ⅲ升国Ⅳ”政策实施后销售拖拉机的平均马力出现显著的正向“跳跃”,销售拖拉机平均功率提升了6.4992~9.3725马力,市场供给和需求共同推动拖拉机产品结构向大马力方向发展。

第三,“国Ⅲ升国Ⅳ”政策的影响是全面且结构性的,通过多种渠道发挥作用。本文发现:政策同时作用于市场中的企业主体(谁被淘汰、谁更强)和产品客体(生产什么、消费什么),并通过合规成本效应、创新补偿效应、价格传导效应三大机制,重塑整个行业的市场格局。这表明,“国Ⅲ升国Ⅳ”政策不仅是技术标准的切换,更是一次深刻的产业组织结构调整,其影响远超短期销售波动。

本文尽管验证了“国Ⅲ升国Ⅳ”政策的短期效应,但当前的市场结构变化预示若干长期趋势。首先,市场格局呈现“寡头主导、生态互补”的稳态。头部企业凭借规模优势和先发效应,推动形成较为稳定的寡头竞争格局,而部分中小型企业细分市场或区域市场寻求差异化生存空间,形成分层竞争生态。其次,技术创新将从“合规驱动”转向“市场驱动”。短期内的创新主要围绕满足排放标准,长期来看,随着市场集中度提高,头部企业将有更强的动力和更多的资源投入真正的产品创新,如智能化、电动化等颠覆性技术,技术创新将从被动合规转向主动引领。最后,产业升级可能加速。“国Ⅲ升国Ⅳ”政策引发的产品结构向大马力方向演进的趋势,将与农业规模化经营和智慧农业发展形成正向循环,加速中国农业机械化的整体升级进程。

本文可以得到如下政策启示。

第一,加快推进优机优补政策在各省份的试点,以动态差异化的补贴政策倒逼企业进行绿色技术研发,鼓励企业走在技术标准、政策标准之前。当前的补贴政策未和农机绿色技术升级进行挂钩,激励技术研发的作用不明显。在环境规制推行前宜通过优机优补政策激励企业进行绿色技术研发升级,为环境规制推行奠定坚实的技术和市场基础。

第二，政策实施应强化前瞻性与配套支持，缓解产业转型阵痛。本文证实了“一刀切”式激进政策会引发市场剧烈震荡和“洗牌”。未来在推行重大技术法规升级时，主管部门应建立相对透明的预告与过渡机制，并配套提供针对性扶持政策。例如，设立专项技术改造基金、提供绿色信贷优惠等，重点帮助有发展潜力的中小型企业进行技术升级，降低其合规成本，避免具有特色的中小市场主体集体性、被动性退出市场，以维持市场生态的多样性和活力。

第三，推行差异化、精准化产业政策，优化产业结构调整方向。政策制定应避免“大水漫灌”，需认识到不同马力产品、不同地区市场的异质性。对政策驱动的大马力化趋势，政府应积极引导，将其与智慧农业、精准农业发展相结合。同时，关注中小马力拖拉机在丘陵山区等特定地域的不可替代性，通过提高此类绿色、适用型农机的补贴比例等方式，确保产品供给的多样性，满足不同经营主体的多元化需求，避免产业结构“一刀切”式升级。

第四，构建全面的政策评估体系，为后续政策优化提供借鉴。未来在出台重大产业政策前，应预先建立科学的评估框架（包括对市场结构、技术创新和就业的影响等）；政策实施后，应持续跟踪，运用因果推断等方法进行效果评估。这样可以形成“制定—实施—评估—反馈—优化”的政策闭环，不断提升治理的科学化和精细化水平。近年来，随着绿色发展理念在全国的普及，部分领域绿色转型出现过急过快的现象。国际上，西方发达国家已经逐步放缓非道路移动机械大气污染排放的治理进程。一个重要原因是排放标准政策的环境效益和经济代价之间的不平衡性，使这件事情做起来越来越“不值得”。中国的农业机械化发展水平落实于国际，在发展上更要经常看看“前车之鉴”。

参考文献

陈林、朱卫平，2011：《创新、市场结构与行政进入壁垒——基于中国工业企业数据的熊彼特假说实证检验》，《经济学（季刊）》第2期，第653-674页。

范群林、邵云飞、唐小我，2013：《环境政策、技术进步、市场结构对环境技术创新影响的实证研究》，《科研管理》第6期，第68-76页。

傅磊、祝文琪、韩萌、刘浩、董晓霞，2021：《全球乳制品贸易格局及市场结构分析》，《中国乳品工业》第5期，第34-38页。

高鋈、张宓之、王薇、谢文武，2022：《时间断点回归：原理框架、应用演进与估计流程》，《统计与决策》第1期，第11-15页。

雷文妮、曹玉瑾、纪琰，2019：《进入壁垒冲击、生产率分布与经济波动——基于异质性企业模型的研究》，《宏观经济研究》第3期，第97-109页。

李道和、刘诗羽、池泽新，2020：《中国茶叶出口市场结构变化分析——基于贸易引力模型》，《林业经济》第8期，第64-72页。

李显君、王巍、刘文超、王京伦，2018：《中国上市汽车公司所有权属性、创新投入与企业绩效的关联研究》，《管理评论》第2期，第71-82页。

庞凯莉、张凯山、王帆、马帅，2020：《现实工况下农用拖拉机尾气排放特征分析》，《中国农机化学报》第10期，第158-167页。

石绍宾、鞠镇远，2022：《教育资本化效应的再测度——基于“零择校”政策的学区房溢价断点回归》，《南开经济研究》第8期，第139-157页。

吐尔逊·买买提、谢海巍、孔庆好、陈俊豪、马洁、曲古拉·图马尔拜，2024：《农用拖拉机不同工况下排放特性》，《中国农机化学报》第2期，第164-172页。

王立杰、吕建军，2020：《基于市场结构视角的环境规制政策社会福利效应分析》，《中国人口·资源与环境》第5期，第81-89页。

王志刚、徐传谌，2019：《现阶段中国房地产业市场结构优化研究——基于市场集中度的实证分析》，《工业技术经济》第1期，第125-132页。

魏后凯，2002：《企业规模、产业集中与技术创新能力》，《经济管理》第4期，第4-10页。

谢进、王玉霞、张宗毅，2018：《“国二升国三”对拖拉机市场结构的影响分析——以山东省为例》，《中国农机化学报》第11期，第94-99页。

余泽田、董晓霞、李立望、彭华、刘浩，2023：《我国奶业市场结构的量化评估、机制分析及规制理路》，《中国农业资源与区划》第7期，第206-215页。

张国兴、冯伟琛、王爱玲，2021：《不同类型环境规制对工业企业技术创新的异质性作用研究》，《管理评论》第1期，第92-102页。

周明月，2014：《不同市场结构下环境规制工具选择的比较分析》，《经济论坛》第7期，第167-171页。

周沂、郭琪、邹冬寒，2022：《环境规制与企业产品结构优化策略——来自多产品出口企业的经验证据》，《中国工业经济》第6期，第117-135页。

朱金生、朱华，2021：《政府补贴能激励企业创新吗？——基于演化博弈的新创与在位企业创新行为分析》，《中国管理科学》第12期，第53-67页。

左喆瑜、付志虎，2021：《绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应——基于世行贷款农业面源污染治理项目的断点回归设计》，《中国农村经济》第2期，第106-121页。

Bain, J. S., 1951, "Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940", *The Quarterly Journal of Economics*, 65(3): 293-324.

Baruffaldi, S. H., and M. Simeth, 2020, "Patents and Knowledge Diffusion: The Effect of Early Disclosure", *Research Policy*, 49(4), <https://doi.org/10.1016/j.respol.2020.103927>.

Eibich, P., and T. Siedler, 2020, "Retirement, Intergenerational Time Transfers, and Fertility", *European Economic Review*, 124, <https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2020.103392>.

Lee, D. S., and T. Lemieux, 2010, "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 48(2): 281-355.

The Impact of Non-Road Machinery Emission Upgrade on China's Agricultural Machinery Market Structure: Evidence from the Stage III to Stage IV Transition

LI Hongbo^{1,2} ZHANG Qi¹ ZHANG Zongyi²

(1.School of Management, Jiangsu University;

2. China Institute for Agricultural Equipment Industry Development, Jiangsu University)

Summary: On December 1, 2022, China mandated a nationwide, uniform upgrade from Stage III to Stage IV emission standards for all non-road mobile machinery below 560 kW. The new standard required tractor manufacturers to adopt high-pressure common rail engines with SCR and EGR aftertreatment systems, substantially raising manufacturing costs and technical complexity. Applied simultaneously across all provinces without phase-in or exemptions, this policy constitutes a sharp exogenous shock. It triggered pronounced demand front-loading: national tractor sales surged approximately 40% in 2022 before collapsing by 43% in 2023.

Using publicly available province-month panel data from China's Agricultural Machinery Purchase Subsidy System (2021-2023, covering 31 provincial-level units), this paper constructs two outcome variables: market concentration measured by the CR4 index (combined revenue share of the top four firms per province-month), and product structure measured by sales-weighted average horsepower per province-month. A sharp regression discontinuity in time (December 2022 cutoff) is employed, including province and time fixed effects plus five controls (entry barriers, ownership structure, subsidy intensity, arable land per worker, and land slope). Newey-West standard errors are reported. The estimation results from all four functional forms of the model show a statistically significant positive jump at the policy cutoff. The CR4 index increased by 20.97-26.45 percentage points (an absolute increase of 0.139-0.175 against a pre-policy mean of 0.6633). The number of active tractor firms fell from 269 in 2022 to 216 in 2023 — a net reduction of approximately 20%. Average tractor horsepower rose by 6.4992-9.3725 (a 7.08%-10.21% increase). These findings survive extensive robustness checks, including nonparametric local RDD with MSE-optimal bandwidths, alternative bandwidths (6- and 9-month windows), alternative kernel functions, placebo tests with falsified cutoff dates, and donut-hole tests.

Three mechanisms are identified: compliance cost effects (fixed upgrade costs force small and medium manufacturers to exit), innovation compensation effects (leading firms launch superior Stage IV products to capture market share), and price transmission effects (compliance costs raise lower-horsepower tractor prices proportionally more, depleting post-policy demand in that segment while high-horsepower demand remains resilient, shifting supply toward high-margin products). Policy implications and contributions are discussed, highlighting the double-edged nature of stringent environmental regulation.

Keywords: China Stage IV Emission Standard; Environmental Regulation; Market Structure; Regression Discontinuity in Time; Agricultural Machinery Industry

JEL Classification: Q13; L11; Q58; C31

(责任编辑:鲍曙光)