

粮食主产区设立 与食品工业的集聚和经营绩效

章元 王玥*

摘要: 在大食物观视角下,居民膳食结构的升级及城市化水平的提升对加工食品提出了更高要求。本文利用双重差分模型评估了粮食主产区设立对食品工业的集聚和经营绩效的影响。基于省级、县级面板数据和规模以上食品工业企业样本的研究发现,粮食主产区的设立显著提高了主产区省份食品工业企业的利润率和生产效率。机制分析表明,该政策显著提高了主产区的粮食产量和粮食播种面积及其在全国的占比,进而促进了主产区食品工业的总产值和销售收入及其在全国占比的提升。可见,粮食主产区的设立通过促进粮食种植业和食品工业的集聚提升食品工业企业的经营绩效。本文对评估粮食主产区设立的效果及其对食品工业的影响具有理论和现实意义,对促进粮食主产区乡村振兴也具有一定启示。

关键词: 粮食主产区;食品工业;产业集聚;乡村振兴

中图分类号: F326.11;F426

一、引言

粮食安全对于中国至关重要,而随着居民膳食结构的不断升级以及城市化水平的逐渐提高,粮食安全不仅意味着要“吃饱”,还意味着要“吃好”,不仅意味着要生产足够的原粮,还意味着要生产更多的加工食品满足城乡居民不同层次的偏好和需求。在这一背景下,中国政府对粮食安全和食品工业的发展也越来越重视。2003 年 12 月财政部印发《关于改革和完善农业综合开发若干政策措施的意见》,将黑龙江等 13 个省级单位确定为粮食主产区^①。政府加大对粮食主产区的政策倾斜和资金投入(魏后凯、王业强,2012),调动了主产

*章元,复旦大学中国社会主义市场经济研究中心,复旦-平安宏观经济研究中心,邮政编码:200433,电子信箱:zhangyuanfd@fudan.edu.cn;王玥(通讯作者),复旦大学经济学院,邮政编码:200433,电子信箱:wyue_5235@163.com。

本文得到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“城乡融合、农业布局与中国经济高质量发展”(23JJD790004)、国家自然科学基金面上项目“中国收入差距的演变与相对贫困治理:服务业驱动模式的视角”(72173026)、教育部哲学社会科学研究重大专项项目“迈向共同富裕的中国式精准扶贫研究”(2023JZDZ020)的支持。作者感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

①13 个省级单位为:黑龙江(含省农垦总局)、吉林、辽宁(不含大连)、内蒙古、河北、河南、山东(不含青岛)、江苏、安徽、四川、湖南、湖北、江西。

区的种粮积极性,有效保证了粮食等农产品的供给。2024 年粮食主产区粮食产量占全国的比重约为 78%,粮食播种面积占全国的比重约为 75%^①,体现了粮食主产区为保障我国粮食安全做出的巨大贡献。

党的十九大报告提出实施乡村振兴战略,促进农村一二三产业融合发展,支持和鼓励农民就业创业,拓宽增收渠道。党的二十大报告指出,全面建设社会主义现代化国家,最艰巨最繁重的任务仍然在农村。坚持农业农村优先发展,坚持城乡融合发展,畅通城乡要素流动。在 2022 年 12 月的中央农村工作会议上,习近平总书记强调,要树立大食物观,构建多元化食物供给体系,多途径开发食物来源。2023 年《工业和信息化部等十一部门关于培育传统优势食品产区和地方特色食品产业的指导意见》提出,加快推动传统优势食品产区和地方特色食品产业发展,培育形成经济发展新动能,助力乡村振兴和共同富裕。

现有文献研究发现,粮食主产区设立后,主产区省份的粮食产量和粮食播种面积得到了显著的提升(方振等,2022)。由于粮食与食品工业之间存在着投入产出的天然紧密联系,一个顺其自然的问题是,粮食主产区的设立在促进了粮食生产之后,是否进而对中国的食品工业带来了重要影响?这一问题之所以值得探究,是因为粮食种植和食品加工属于上下游产业,粮食加工是联结生产与销售、带动粮食产业提质增效的重要引擎(高鸣、魏佳朔,2021)。同时,随着经济发展水平和居民收入水平的快速提高,城乡居民的食物消费结构在不断升级,对农产品的消费需求日益呈现优质化、个性化和多样化趋势,加工食品在人民生活中的地位越来越重要(杜志雄、韩磊,2020)。

然而,尽管现有研究认识到食品工业的作用及其与粮食种植业之间的内在关联,但没有提供来自种植业和食品工业的研究证据。与现有文献不同的是,本文从粮食主产区的设立推动了两个产业的集聚角度展开研究。一方面,从粮食安全和大食物观的角度出发,有必要评估粮食主产区设立是否促进了食品工业绩效的提升,这对于全面认识和评估粮食主产区设立的效果具有重要意义;另一方面,根据国家统计局数据,13 个粮食主产区省份的粮食产量和播种面积占全国的比重近年来呈现逐渐上升的趋势^②,这意味着粮食种植业在向主产区集聚,而上游粮食种植业的空间集聚是否也促进了下游食品工业的空间集聚,并进而因为这种集聚而促进了食品工业企业绩效的提升?这是本文最关心的问题。关心这一问题的理由和动机在于:粮食主产区设立如果促进了粮食生产在主产区的集聚,那么就会增加这些地区的食品工业生产的禀赋,而禀赋的增加有可能提升食品工业的绩效;另一方面,如果这种禀赋的增加吸引更多的食品工业进入粮食主产区,则可以通过食品工业的集聚效应提升其绩效。为了检验上述机制是否存在,本文利用规模以上食品工业企业样本以及省级、县级面板数据,运用双重差分法研究 2003 年底我国政府设立粮食主产区对食品工业集聚和经营绩效的影响。

本文剩余内容的结构安排如下:第二部分构建理论分析框架并提出假说;第三部分介绍研究的数据来源并展开实证检验;第四部分展开机制分析,揭示主产区设立影响食品工业企业绩效这一结果背后的经济机制;第五部分总结全文并讨论本文研究结果的政策含义。

①根据《国家统计局关于 2024 年粮食产量数据的公告》(https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202412/t20241213_1957744.html)计算得到。

②根据国家统计局数据(<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>)计算得到。

二、理论分析与研究假说

中国设立粮食主产区的目标是为了提高粮食产量和维护粮食安全,为此中央和地方政府在 WTO 的农业补贴政策框架之下综合利用绿箱、黄箱和蓝箱政策鼓励农户的种粮积极性,例如粮食直补、机械和农资补贴、鼓励土地流转和适度规模经营、推广农业保险、粮食最低收购价等政策。这些政策显著加强了农户的种粮积极性,并提升了中国的粮食安全水平(张爽,2013;高鸣等,2017;许庆等,2020;张锦华、徐雯,2023)。2007 年中国的粮食播种面积达 15.9 亿亩,粮食产量迈入 1 万亿斤大关;到 2024 年,粮食播种面积增长到 17.9 亿亩,总产量从 2015 年到 2024 年连续十年稳定在 1.3 万亿斤以上^①。理论上,粮食主产区设立通过提高粮食产量,有助于促进主产区食品工业的集聚和绩效增长。下面论述粮食增产和食品工业发展之间的关系,并提出本文的理论假说。

在新经济地理学理论中,前向联系是指制造业的投入要素,后向联系是指制造业产品的消费者。制造业选址于大城市,能够得到前向联系(投入要素)和后向联系(消费者),这些构成了集聚的向心力,而城市内的拥挤、污染等因素则构成了集聚的离心力(Krugman,1991;Krugman and Livas Elizondo,1996;Fujita and Thisse,2002;Tabuchi and Thisse,2002)。就食品工业而言,农业生产的粮食等农作物是其投入要素,因此,食品工业选址于粮食主产区意味着可以接近前向联系。例如,Gopinath 等(1996)认为农业生产效率的提高能够给食品工业提供成本更低的原材料,从而有利于食品工业的发展。Henderson 和 McNamara(2000)研究美国玉米带食品工业的选址和投资行为后发现,它们倾向于在玉米带中拥有更好投入要素(更多的玉米供应且玉米的价格更便宜)的区域内进行选址和投资。Henderson 等(2018)研究了农业禀赋、历史和贸易对经济活动集聚的影响后发现,农业禀赋对经济活动的集聚具有重要影响,并且对于先发国家而言,农业禀赋能够解释的集聚是贸易能够解释的集聚的 6 倍。就本文的食品工业而言,中国政府确定的粮食主产区是粮食种植所需的耕地、灌溉和光热等自然禀赋更优良的地区,而这些自然因素也构成了吸引食品工业集聚的重要力量。

现有研究认为,有相互关联的上下游产业集聚在一起,能够减少中间投入品的运输成本,降低中间投入品的价格,从而激励产业集聚。例如,很多研究论证了产业集聚的重要性,并发现这种产业集聚行为加速了企业彼此的成长,产生企业群落优势(Porter,1998;罗勇、曹丽莉,2005)。上游行业的集聚可以通过产业链降低下游行业的投入品成本,提升下游行业的创新能力,从而吸引下游企业的集聚(杨红丽、陈钊,2015;章韬、申洋,2020)。

此外,还有很多研究证实了集聚对企业绩效的正向影响。例如,Henderson(2003)在企业层面验证了集聚能够显著提高企业生产率,傅十和和洪俊杰(2008)、范剑勇等(2014)发现城市中的集聚经济对制造业企业绩效有显著的积极作用,胡翠和谢世清(2014)研究表明本行业以及上、下游行业集聚水平的提高都会显著提高企业的生产率。

对于本文关心的食品工业而言,农产品特别是粮食作物是主要的投入要素,比如谷物磨制业是将水稻、小麦等去壳、碾磨及精加工;饲料加工业的生产原料包括玉米、麸皮等;方便

^①数据来源:国家统计局网站(<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>)。

食品制造业利用米、面、杂粮等进行食品生产。也就是说,粮食种植业和食品工业属于天然的上下游产业,上游粮食产量的提高和粮食种植面积的扩大为下游的食品工业直接提供更充足的原材料供给。粮食主产区设立使得主产区省份粮食增产,有利于当地食品工业获得前向联系,同时吸引食品工业向这些地区集聚,进而提高这些企业的经营利润和生产效率。例如,2021年9月五得利集团遂平面粉有限公司面粉车间顺利试车投产,处理小麦的能力达世界第一(每日6000吨)^①。五得利集团的这一选址无疑符合新经济地理学的逻辑:遂平县位于小麦产量第一大省的河南,属于河南的小麦主产区。河南省是中国小麦生产最大的省份,小麦播种面积多年稳定在8500万亩以上,产量占全国四分之一^②。五得利集团选址于遂平能够获得上述前向联系。

实际上,国内也有一些文献强调粮食种植与食品工业之间的关联。例如,张明等(2021)认为,食品工业是促进农业提质增效、农民就业增收和农村一二三产业融合发展的重要支柱产业。剧义文和李恒(2011)则认为食品工业发展有利于推动粮食主产区工农业良性循环,在粮食主产区的产业兴旺和乡村振兴中应该发挥关键作用。苏子凡和周力(2024)利用断点回归设计研究发现,粮食主产区的涉农企业有更高的经营效益。还有部分学者关注了食品工业在农业发展中的重要作用。例如张培刚和杨建文(1992)较早地注意农民对副食需求的上升。黄宗智(2016,2018,2020,2021)发现居民食品结构的改变成为推动中国“去内卷化”及“劳动与资本双密集”农业发展的三个动力之一,他还结合东亚地区农村社区合作社的发展,认为中国可以发展小农产品“纵向一体化”的加工、运输、销售服务,由国家来设立与之搭配的现代化批发服务市场,配合农村社区合作社来建设完整的物流体系(如生鲜产品的冷链),使得小农户能够获取比现今更高比例的来自农产品的收益。叶兴庆(2021)不仅指出应注重促进农业与食品工业的融合发展,提高食品加工转化率,而且还从区域经济学的角度进一步指出,食品工业应尽量布局在农产品产区,把加工增值留在当地。上述研究表明,食品工业向粮食主产区布局,有利于发挥两个产业之间的关联和制造业的集聚效应,进而促进食品工业绩效的提升。

如果上游产业在政策的影响下在空间上发生了集聚的趋势,也有可能通过产业间存在的关联吸引下游产业同样产生集聚的趋势。例如,根据2024年《中国统计年鉴》,2014—2023年,13个粮食主产区省份的粮食播种面积占比从74%上升到75%,粮食产量占比从77%上升到78%,这意味着粮食主产区设立促进粮食种植业向主产区省份集聚。也就是说,为了促进粮食生产积极性和提高粮食产量而设立粮食主产区,理论上会通过上述理论机制对我国食品工业的集聚带来积极效应。而食品工业的集聚也会通过新经济地理学所揭示的劳动力市场共享和知识溢出等机制(Ellison et al.,2010),进一步提升食品工业绩效。

基于以上分析,本文提出如下两个待检验的研究假说:

假说1:粮食主产区设立有利于提高食品工业企业的绩效。

假说2:粮食主产区设立通过促进粮食种植业和食品工业的集聚提高食品工业企业的绩效。

①资料来源:澎湃新闻(https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_17866125)。

②资料来源:中国新闻网(<https://www.chinanews.com.cn/cj/2024/12-15/10336673.shtml>)。

三、数据来源与实证检验

(一) 数据来源

本文使用的食品工业企业样本来自国家统计局 2001—2007 年中国规模以上工业企业数据库^①。根据工业和信息化部给出的定义^②,食品工业包括农副食品加工业(二位数行业代码为 13)、食品制造业(二位数行业代码为 14)、饮料制造业(二位数行业代码为 15)和烟草制品业(二位数行业代码为 16)四大类。本文根据《国民经济行业分类(GB/T 4754-2002)》对样本期间的四位数行业代码进行调整,并参考聂辉华等(2012)的方法处理变量缺失和指标异常等问题^③。此外,本文的研究还将使用省级和县级面板数据。省级层面历年的粮食产量、粮食播种面积等指标来自国家统计局^④,规模以上食品工业的总产值和销售收入由统计局的规模以上工业企业的个体指标加总而来。县级层面的粮食产量指标来自历年《中国县域统计年鉴》。

(二) 模型设置与变量说明

1. 基准模型设定

本文使用的基准回归模型设置如下:

$$Y_{ijt}} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 X_{it} + \theta_i + \gamma_{jt} + Crop2003_p \times \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

(1)式中: i, j, p, t 分别表示企业、行业(四位数行业代码)、省份和年份。被解释变量 Y_{ijt} 是食品工业企业的利润率(利润总额/总资产)和全要素生产率。考虑到企业汇报的利润和实际利润相比存在明显的误差,本文参考 Cai 和 Liu(2009)的方法估算企业的利润,即估计利润=工业总产值-中间投入-财务费用-工资-当期折旧-增值税,估计利润远远大于企业汇报的利润。后文会将解释变量替换为估计利润除以总资产以进行稳健性检验。本文还分别使用 LP 法和 OP 法计算全要素生产率,其中基准回归中使用 LP 法计算的全要素生产率,OP 法计算的全要素生产率用作稳健性检验^⑤。 $Treat_i \times Post_t$ 是模型的核心解释变量。如果企业 i 位于粮食主产区,则 $Treat_i$ 为 1,否则为 0。本文以 2004 年为粮食主产区设立的开始年份,如果 $t \geq 2004$,则 $Post_t$ 等于 1,否则为 0。交乘项 $Treat_i \times Post_t$ 的估计系数 β_1 是双重差分估计量,它刻画的是主产区设立冲击对主产区食品工业企业的盈利能力和生产效率的效应^⑥。

①规模以上工业企业数据库在 2011 年出现规模以上标准的调整,为了保持研究样本的稳定性,我们使用 2001—2007 年的样本。

②资料来源:工业和信息化部网站(https://www.miit.gov.cn/ztzl/lstz/xysbdztbd/xy/art/2020/art_ffc7f4b937b44453923147bc1007971c.html)。

③剔除的企业样本包括:销售收入、从业人数、总资产、工业总产值缺失;从业人数小于 8;总资产小于流动资产;销售收入低于 500 万元;实收资本小于或等于 0;对利润率(利润总额/总资产)、资产负债比(总负债/总资产)、全要素生产率进行上下 0.1%截尾处理。

④参见国家统计局官网,<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

⑤中国规模以上工业企业数据库中“固定资产投资”这一指标,本文参考鲁晓东和连玉君(2012)进行估算,用于 OP 法计算 TFP。

⑥本文研究的粮食主产区设立并不针对某个特定的细分政策,比如种粮补贴、规模经营补贴、农资补贴、农业保险等,而是指政府针对主产区的农业实施的一揽子激励政策(杜锐、毛学峰,2017)。

X_{it} 表示一系列控制变量,包括企业的资产负债比、固定资产、从业人数、年龄和是否出口,以及企业所在省份的人均地区生产总值、人口密度、人均地方财政一般预算收入和第二产业占地区生产总值的比重。模型中还控制了企业固定效应 θ_i ,以及行业 $\times$ 年份固定效应 γ_{jt} 。 ε_{ijt} 是随机扰动项,标准误差聚类到县层面。

此外,考虑到 13 个粮食主产区省份的选择并非随机,处理组和控制组存在事前差异,所以本文进一步采取如下措施来解决:根据财政部发布的《关于改革和完善农业综合开发若干政策措施的意见》,界定粮食主产区省份时的主要依据标准是各地的粮食产量,所以本文在基准回归和机制分析中用到的所有双重差分模型里都控制了事前(即 2003 年)的省级粮食产量和年份固定效应的交乘项 $Crop2003_p \times \lambda_t$,以减轻初始粮食产量对估计结果产生的可能影响。

2.机制模型设定

基于理论分析,本文在机制检验部分考察粮食主产区设立对主产区各省份粮食产量及其占比、粮食播种面积及其占比,以及规模以上食品工业的总产值和销售收入及其占比的直接影响,为此我们设置如下 DID 模型:

$$Y_{pt} = \beta_0 + \beta_1 Treat_p \times Post_t + \beta_2 X_{pt} + \delta_p + \lambda_t + Crop2003_p \times \lambda_t + \varepsilon_{pt} \tag{2}$$

(2)式中: p 、 t 分别表示省份和年份。被解释变量 Y_{pt} 包括各省份粮食产量、粮食播种面积及其在全国的占比;各省份规模以上食品工业的总产值和销售收入及其在全国的占比。本文用各省份粮食产量和粮食播种面积占全国的比重来度量粮食生产的集聚,用各省份食品工业的产值和销售收入占全国的比重来度量食品工业的集聚,占比上升表示集聚水平的提高。但考虑到一个地区的占比上升还有可能是其他地区占比下降所导致的,而并非本地发生了生产的增加和集聚,为了克服这一问题,我们还进一步用粮食产量、粮食播种面积、食品工业的产值和销售收入的绝对值(取对数)作为被解释变量进行检验。

如果省份 p 是粮食主产区,则 $Treat_p$ 为 1,否则为 0。如果 $t \geq 2004$,则 $Post_t$ 等于 1,否则为 0。交乘项 $Treat_p \times Post_t$ 的估计系数 β_1 是双重差分估计量,考察的是粮食主产区设立这一冲击导致被解释变量在主产区和非主产区省份之间产生的差异。 X_{pt} 表示省份层面的控制变量。当被解释变量为各省份粮食产量、粮食播种面积及它们在全国的占比时,本文参考甘林针等(2024)选取与粮食生产相关的控制变量,包括表示地区经济社会发展状况的人均地区生产总值和人口密度,表示农业基础设施水平的农业机械总动力和有效灌溉面积,以及表示气候因素的年降水量和平均气温^①。当被解释变量为各省份规模以上食品工业的总产值和销售收入以及在全国的占比时,控制变量包括各省份的人均地区生产总值、人口密度、人均地方财政一般预算收入和第二产业占地区生产总值的比重。模型中还控制了省份固定效应 δ_p 和年份固定效应 λ_t 。 ε_{pt} 是随机扰动项。考虑到省份数量较少,这里采用 Bootstrap 法对样本进行 500 次随机抽样得到省份层面的聚类标准误。

表 1 是变量名称、定义和描述性统计。本文样本中 2001—2007 年每年的企业数目、企业所在省份和所在县的数目留存备索。

①气候数据来自国家气象科学数据中心(<https://data.cma.cn/>)。

表 1 变量名称、定义和描述性统计

变量名称	变量定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
利润率	利润总额/总资产	121963	0.1119	0.2458	-0.7519	3.6923
全要素生产率(LP)	全要素生产率(由 LP 方法计算得到)	118916	5.1883	1.0575	0.2440	8.8298
资产负债比	总负债/总资产	121963	0.5498	0.3185	0.0000	2.8675
固定资产	固定资产(千元,对数)	121963	8.6602	1.6586	0.0000	16.8036
从业人数	从业人数(人,对数)	121963	4.6027	1.1124	2.0794	11.5266
企业年龄	企业年龄(年,对数)	121963	1.7771	0.9379	0.0000	5.1533
是否出口	企业是否出口(是=1,否=0)	121963	0.2081	0.4059	0	1
省份经济发展水平	省份人均地区生产总值(元/人,对数)	217	9.3635	0.5905	8.0064	11.0659
省份人口密度	省份人口密度(人/平方公里,对数)	217	5.2285	1.4682	0.7638	8.0881
省份财政水平	省份人均地方财政一般预算收入(元/人,对数)	217	6.7392	0.7702	5.4443	9.2154
省份二产占比	第二产业增加值/地区生产总值	217	0.4300	0.0839	0.2019	0.6069
估计利润率	估计利润/总资产	121742	0.5601	1.0751	-1.9031	15.8832
全要素生产率(OP)	全要素生产率(由 OP 方法计算得到)	118912	4.0754	1.0433	-0.8811	7.4909
省份粮食产量	省份粮食产量(万吨,对数)	217	6.8440	1.1844	4.0610	8.5665
省份粮食产量占比	省份粮食产量占全国之比(%)	217	3.2258	2.4694	0.1347	10.4196
省份粮食播种面积	省份粮食播种面积(千公顷,对数)	217	7.6439	1.1926	4.9512	9.3219
省份粮食播种面积占比	省份粮食播种面积占全国之比(%)	217	3.2258	2.3947	0.1422	10.5476
省份农业机械总动力	省份农业机械总动力(万千瓦,对数)	217	7.1789	1.0321	4.5691	9.2021
省份有效灌溉面积	省份有效灌溉面积(千公顷,对数)	217	7.0720	1.0246	5.0349	8.5083
省份降水量	省份年度累计降水量(毫米,对数)	217	6.5607	0.6852	4.5792	7.6730
省份平均温度	省份年度平均气温(摄氏度,对数)	217	2.4343	0.6104	0.4998	3.2270
省份食品工业企业总产值	省份规模以上食品工业企业总产值(千元,对数)	217	17.1206	1.4861	12.0905	20.3063
省份食品工业企业总产值占比	省份规模以上食品工业企业总产值占全国之比(%)	217	3.2258	3.6057	0.0158	20.9288
省份食品工业企业总销售收入	省份规模以上食品工业企业总销售收入(千元,对数)	217	17.0883	1.5035	11.9976	20.2866
省份食品工业企业总销售收入占比	省份规模以上食品工业企业总销售收入占全国之比(%)	217	3.2258	3.5738	0.0139	21.0942
食品工业企业销售收入	食品工业企业销售收入(千元,对数)	122189	10.3016	1.2457	8.5172	17.1534
食品工业企业总产值	食品工业企业总产值(千元,对数)	122084	10.3512	1.2495	3.7842	17.1500
县粮食产量	县粮食产量(万吨,对数)	12062	2.6396	1.3283	-6.7254	5.4702

(三) 实证检验

基准回归结果展示在表 2 中,其中第(1)列和第(3)列控制企业固定效应和年份固定效

应,第(2)列和第(4)列控制企业固定效应和行业×年份固定效应。从表 2 中可以看出,核心解释变量 $Treat_i \times Post_t$ 的估计系数都显著为正,说明粮食主产区设立显著提高了主产区省份食品工业企业的利润率和生产效率。

表 2 基准回归结果

变量	利润率		全要素生产率(LP)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
粮食主产区设立交乘项	0.0179 ** (0.0075)	0.0175 ** (0.0075)	0.1306 *** (0.0345)	0.1293 *** (0.0349)
资产负债比	-0.0792 *** (0.0057)	-0.0783 *** (0.0057)	-0.1419 *** (0.0188)	-0.1388 *** (0.0188)
固定资产	-0.0300 *** (0.0034)	-0.0304 *** (0.0033)	0.0007 (0.0062)	-0.0023 (0.0061)
从业人数	0.0305 *** (0.0036)	0.0303 *** (0.0035)	-0.1472 *** (0.0111)	-0.1481 *** (0.0110)
企业年龄	0.0103 *** (0.0020)	0.0100 *** (0.0020)	0.0656 *** (0.0083)	0.0661 *** (0.0083)
是否出口	-0.0067 (0.0058)	-0.0065 (0.0057)	0.0667 *** (0.0161)	0.0649 *** (0.0161)
省份经济发展水平	0.2100 *** (0.0491)	0.2059 *** (0.0471)	-0.0719 (0.2133)	-0.1151 (0.2139)
省份人口密度	-0.1409 (0.1292)	-0.1333 (0.1313)	-1.9664 *** (0.4444)	-1.9407 *** (0.4410)
省份财政水平	-0.0174 (0.0220)	-0.0219 (0.0218)	0.1586 (0.1039)	0.1501 (0.1043)
省份二产占比	0.0002 (0.0898)	0.0002 (0.0861)	1.4008 *** (0.3586)	1.4618 *** (0.3613)
常数项	-0.8148 (0.8031)	-0.7846 (0.8043)	16.2345 *** (3.1062)	16.5557 *** (3.0913)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	否
行业×年份固定效应	否	是	否	是
2003 年粮食产量×年份固定效应	是	是	是	是
观测值	121963	121963	118916	118916
R ²	0.676	0.679	0.725	0.728

注:括号里为聚类到县层面的稳健标准误。***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。如无特别说明,后表同。

(四) 平行趋势检验

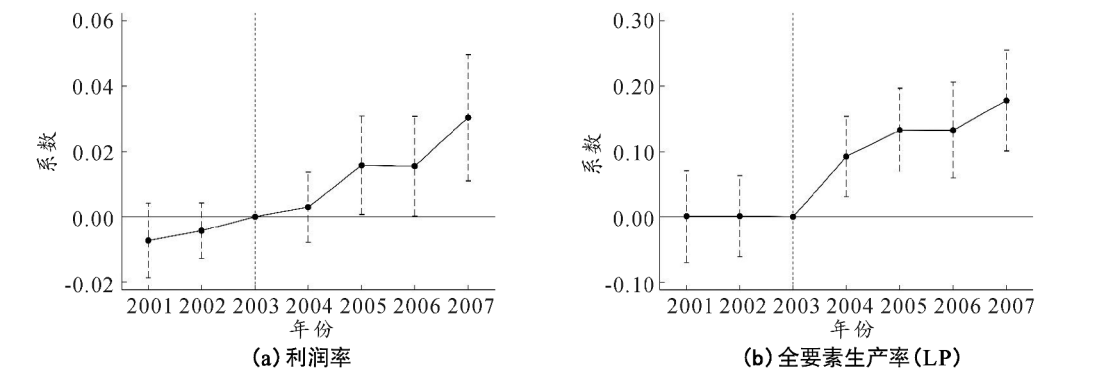
DID 模型的有效性依赖于平行趋势假设是否成立,为此本文用(3)式考察粮食主产区设立影响下企业的动态效应,以检验平行趋势假设是否成立。

$$Y_{ijpt} = \beta_0 + \sum_{\tau = 2001, \tau \neq 2003}^{2007} \beta_{\tau} Treat_i \times 1[t = \tau] + \beta_2 X_{it} + \theta_i + \gamma_{jt} + Crop2003_p \times \lambda_t + \varepsilon_{ijpt} \quad (3)$$

(3)式中:对每个年份生成虚拟变量,然后与 $Treat_i$ 交乘, $\{\beta_{\tau}\}$ 表示政策前后粮食主产区和非粮食主产区省份的食品工业企业的差异变动。粮食主产区设立前一年即 2003 年是基准年份。(3)式的其他设定与(1)式相同。

回归结果如图 1 所示:在粮食主产区设立之前,主产区和非主产区省份的食品工业企业的利润率以及 TFP 没有显著差异,这意味着平行趋势假设成立。粮食主产区设立之后,13 个主产区省份的食品工业企业的利润率和 TFP 呈现显著和持续的增长,这说明粮食主产区

设立对食品工业企业提高盈利能力和生产效率产生了长期的积极作用。



注：图中置信区间为 90%统计水平，虚线对应基准年份 2003 年，即政策实施前一年。

图 1 粮食主产区设立对企业利润和 TFP 影响的动态效应

(五) 稳健性检验

1. 保留以粮食作为直接生产原材料的行业样本

根据《国民经济行业分类(GB/T 4754-2002)》的行业划分,我们进一步保留食品工业中以粮食作为直接生产原材料的行业样本进行回归^①,包括:谷物磨制、饲料加工、食用植物油加工、淀粉及淀粉制品的制造、豆制品制造、焙烤食品制造、方便食品制造、调味品发酵制品制造、酒精制造、白酒制造、啤酒制造、黄酒制造。回归结果报告在表 3 中,从中可以发现核心解释变量的估计系数仍然在 1%的水平上显著为正,这说明粮食主产区设立显著提高了主产区省份中以粮食作为直接原材料的食品工业企业的利润率和生产效率。

表 3 粮食主产区设立对食品工业企业(粮食作为直接原材料)利润和 TFP 的影响

变量	利润率		全要素生产率(LP)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
粮食主产区设立交乘项	0.0291*** (0.0088)	0.0298*** (0.0090)	0.1637*** (0.0494)	0.1613*** (0.0494)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	否
行业×年份固定效应	否	是	否	是
2003 年粮食产量×年份固定效应	是	是	是	是
观测值	61322	61322	59696	59696
R ²	0.693	0.695	0.720	0.722

2. 替换被解释变量

考虑到企业汇报的利润往往并不等于实际利润,为了确保结论稳健,本文根据 Cai 和 Liu (2009) 的方法估算企业的利润,并将被解释变量替换为估计利润除以总资产以进行稳健性检验。另外,本文还使用 OP 法计算企业的 TFP 作为被解释变量。表 4 报告了粮食主产

①粮食的现行统计概念是,按品种分类可分为谷物、豆类和薯类;谷物包括稻谷、小麦、玉米、谷子、高粱以及其他谷类(如大麦、燕麦、荞麦等);豆类包括大豆、绿豆、红小豆等;薯类包括马铃薯、甘薯等。参见国家统计局网站(https://www.stats.gov.cn/zs/tjws/tjzb/202301/t20230101_1903450.html)。

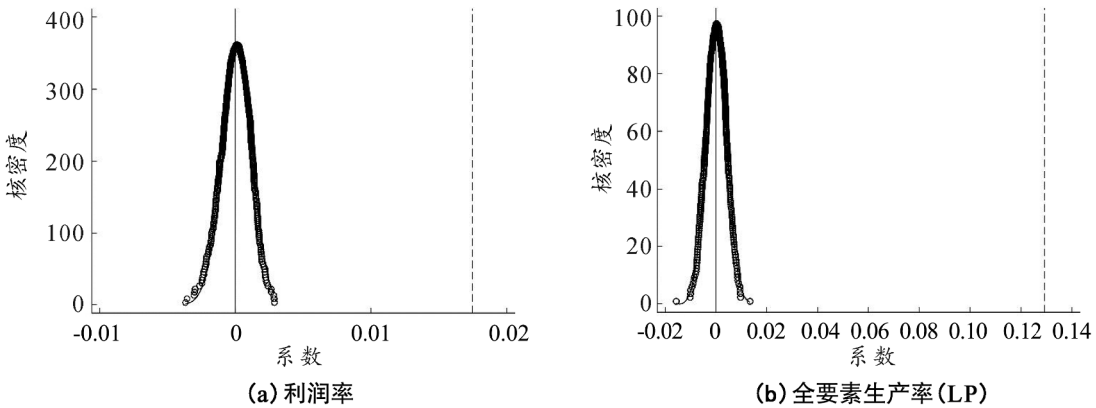
区设立对食品工业企业估计利润率和 TFP 的影响,可以看出核心解释变量的估计系数始终显著为正。企业的估计利润大于汇报的利润,表 4(1)、(2)列的交乘项系数估计值也大于基准回归。表 4(3)、(4)列的核心解释变量估计系数大小与基准回归的结果基本一致。上述结果说明即使改变被解释变量的度量方法,前文的结论也是稳健的。

表 4 粮食主产区设立对食品工业企业估计利润和 TFP 的影响

变量	利润率		全要素生产率(OP)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
粮食主产区设立交乘项	0.1166*** (0.0262)	0.1081*** (0.0261)	0.1316*** (0.0344)	0.1303*** (0.0349)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	否
行业×年份固定效应	否	是	否	是
2003 年粮食产量×年份固定效应	是	是	是	是
观测值	121742	121742	118912	118912
R ²	0.648	0.650	0.714	0.717

(六) 安慰剂检验

为了排除随机因素和其他遗漏变量对估计结果的影响,本文进行安慰剂检验:随机抽取粮食主产区设立交乘项 500 次,得到新的模拟交乘项,并根据基准回归模型得到 500 个模拟的系数估计值,模拟系数的分布如图 2 所示。从中可以看出,随机产生的模拟交乘项的估计系数以 0 为中心呈现正态分布。500 次抽样得到的系数估计值都小于基准回归估计系数,估计值大于基准回归估计系数的概率为 0,这表明基准回归结果是稳健的。



注:图(a)是被解释变量为利润率时的模拟系数分布,黑色虚线是基准回归第(2)列的估计系数 0.0175。图(b)是被解释变量为 TFP 时的模拟系数分布,黑色虚线是基准回归第(4)列的估计系数 0.1293。

图 2 安慰剂检验结果

(七) 企业异质性分析

下面本文进一步检验粮食主产区设立的影响异质性。根据注册类型将企业划分为国有企业和非国有企业,在回归中引入交乘项来比较粮食主产区设立的效果在国有企业和非国有企业之间是否存在差异。具体来说,本文在模型(1)的基础上将核心解释变量替换为 $Treat_i \times Post_i \times SOE_i$,如果企业 i 是国有企业,则 SOE_i 为 1;如果企业 i 是非国有企业,则 SOE_i

为 0。同时加入交乘项 $Treat_i \times Post_t$ 和 $SOE_i \times Post_t$ (其他交乘项 $Treat_i \times SOE_i$, 以及变量 $Treat_i$ 、 $Post_t$ 、 SOE_i 会被固定效应吸收掉)。交乘项的估计系数 β_1 是三重差分估计量, 刻画了粮食主产区设立冲击对国有和非国有食品工业企业的盈利能力和生产效率的效应差异。

$$Y_{ijt}} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 SOE_i \times Post_t + \beta_3 SOE_i \times Post_t + \beta_4 X_{it} + \theta_i + \gamma_{jt} + Crop2003_p \times \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \tag{4}$$

模型(4)的其他设定与模型(1)相同。

回归结果报告在表 5 中, 从中可以看出, 当被解释变量为利润率和 TFP 时, 三重差分项的估计系数都显著为负, 说明粮食主产区设立更有利于非国有食品工业企业的盈利能力和生产效率的提升。本文对此异质性给出的解释是: 经济学理论一般认为国有企业宜从事金融、电信、水电煤的生产和供应、铁路等具有自然垄断属性的行业, 而食品工业并不是自然垄断行业; 在实践中, 由于食品工业的附加值并不高, 因此其利润率也较低, 非国有企业可能更容易捕捉到市场上的各种信息和机遇, 或者进行更加灵活的调整以提高绩效。因此本文发现, 同样是粮食主产区设立的冲击, 对非国有食品工业企业的绩效提升效果更好。

表 5 粮食主产区设立对国有和非国有食品工业企业利润和 TFP 的影响

变量	利润率		全要素生产率(LP)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat_i \times Post_t \times SOE_i$	-0.0383 *** (0.0121)	-0.0369 *** (0.0120)	-0.1037 * (0.0566)	-0.1049 * (0.0563)
$Treat_i \times Post_t$	0.0213 *** (0.0077)	0.0207 *** (0.0076)	0.1395 *** (0.0356)	0.1373 *** (0.0359)
$SOE_i \times Post_t$	0.0136 (0.0101)	0.0112 (0.0102)	-0.0169 (0.0421)	-0.0232 (0.0428)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	否
行业×年份固定效应	否	是	否	是
2003 年粮食产量×年份固定效应	是	是	是	是
观测值	121963	121963	118916	118916
R^2	0.676	0.679	0.726	0.728

四、机制检验

本文认为粮食主产区设立促进食品工业发展的理论机制在于, 该政策通过提高种植业和食品工业在粮食主产区省份的集聚水平, 最终提高主产区食品工业企业的绩效表现(利润率和 TFP)。下面对上述理论机制展开实证检验。

(一) 机制检验: 主产区设立对粮食种植的影响

首先, 本文利用模型(2) 检验粮食主产区设立对粮食产量和粮食播种面积, 以及它们在全国占比的影响。从表 6 的回归结果中可以看出, 当被解释变量为粮食产量和粮食播种面积时, 交互项的估计系数都显著为正, 表明主产区设立显著提高了主产区省份的粮食产量和播种面积, 这应该得益于政府对主产区的投入增加以及所采取的鼓励种粮积极性、保护耕地等政策; 同时, 当被解释变量为粮食产量和播种面积的占比时, 核心解释变量的估计系数也显著为正, 表明主产区设立确实如上文的机制分析那样促进了粮食种植业在主产区的集聚。

表 6 粮食主产区设立对各省份粮食产量、播种面积的影响

变量	省份粮食产量	省份粮食产量占比	省份粮食播种面积	省份粮食播种面积占比
	(1)	(2)	(3)	(4)
粮食主产区设立交乘项	0.1695 *** (0.0470)	0.5431 *** (0.1317)	0.1289 *** (0.0362)	0.4171 *** (0.1058)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
2003 年粮食产量×年份固定效应	是	是	是	是
观测值	217	217	217	217
R ²	0.996	0.990	0.998	0.993

注:括号内的标准误是采用 Bootstrap 法进行 500 次随机抽取样本得到的省份层面聚类标准误。*** 表示在 1% 的水平上显著。表中 4 个回归的平行趋势检验图留存备索。

(二) 机制检验:主产区设立对食品工业的产出及产出占比的影响

下面我们进一步利用(2)式检验粮食主产区设立是否如前面的机制分析所表明的那样能够提升食品工业的产出和集聚水平。回归结果报告在表 7 中,从中可以看出:表中的交互项估计系数都显著为正,表明主产区设立确实增加了省份规模以上食品工业的总产值和销售收入及其在全国的占比,即该政策通过促进上游种植业的集聚和增长带动了下游食品工业的集聚和增长,进而促进了食品工业企业绩效(利润率和 TFP)的提升。

表 7 粮食主产区设立对规模以上食品工业企业的总产值和销售收入的影响

变量	省份食品工业 企业总产值	省份食品工业 企业总产值占比	省份食品工业 企业总销售收入	省份食品工业企业 总销售收入占比
	(1)	(2)	(3)	(4)
粮食主产区设立交乘项	0.1581 ** (0.0780)	0.8728 ** (0.3764)	0.1720 ** (0.0842)	0.9276 ** (0.4038)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
2003 年粮食产量×年份固定效应	是	是	是	是
观测值	217	217	217	217
R ²	0.995	0.984	0.995	0.981

注:括号内的标准误是采用 Bootstrap 法进行 500 次随机抽取样本得到的省份层面聚类标准误。** 表示在 5% 的水平上显著。表中 4 个回归的平行趋势检验图留存备索。

(三) 进一步的证据:地区粮食产量对食品工业的影响

前面的机制分析表明,粮食主产区设立后,主产区省份的粮食产量、粮食播种面积、规模以上食品工业企业总产值和销售收入都有显著的增加。这意味着粮食主产区设立提高了主产区省份的粮食产量和播种面积,给当地食品工业企业提供了更加充足的生产原材料,从而促进食品工业企业向粮食主产区集聚,并有利于企业增强盈利能力和提高生产效率。上述机制分析也意味着,食品工业所在地区上游的种植业的规模越大,越能促进所在地区的下游食品工业企业绩效的提高。

为了检验这一机制是否成立,我们设置如下两个回归模型,分别检验省级粮食产量和县级粮食产量对食品工业产出和绩效的影响。

$$Y_{ijpt} = \beta_0 + \beta_1 Crop_p_{pt} + \beta_2 X_{it} + \theta_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijpt}$$

(5)

$$Y_{ijct} = \beta_0 + \beta_1 Crop_c_{ct} + \beta_2 X_{it} + \theta_i + \lambda_t + \varepsilon_{ijct} \quad (6)$$

(5)、(6)式中: i,j,p,c,t 分别表示企业、行业(四位数行业代码)、省份、县和年份。(5)式中的核心解释变量 $Crop_p$ 为企业所在省份的粮食产量,(6)式中核心解释变量是企业所在县的粮食产量 $Crop_c$ 。被解释变量 Y 包括一系列衡量食品工业企业产出和绩效的指标,包括销售收入、工业总产值,以及基准回归模型中的利润率和全要素生产率。模型中控制了企业个体固定效应 θ_i 和年份固定效应 λ_t ,其他设定与(1)式相同。

表 8 报告了所在省份的粮食产量对食品工业企业产出和绩效的影响。从中可以看出,粮食产量对企业的产出和绩效均有显著的正向作用,说明粮食产量的提升确实能够显著提升食品工业企业的产出水平和经营绩效。

表 8 省份粮食产量与食品工业企业的产出和绩效				
变量	销售收入	工业总产值	利润率	全要素生产率(LP)
	(1)	(2)	(3)	(4)
省份粮食产量	0.2579 *** (0.0438)	0.2253 *** (0.0425)	0.0756 *** (0.0185)	0.1050 * (0.0614)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	122189	122084	121963	118916
R ²	0.908	0.904	0.676	0.725

然后,我们进一步用县级层面的粮食产量对食品工业企业的产出和绩效进行回归。回归结果如表 9 所示:所在县的粮食产量对食品工业的销售收入、总产值、利润率都有显著的提升作用。这表明,所在地的农业禀赋(粮食产量)显著提升了食品工业企业的产出和绩效。

表 9 县粮食产量与食品工业企业的产出和绩效				
变量	销售收入	工业总产值	利润率	全要素生产率(LP)
	(1)	(2)	(3)	(4)
县粮食产量	0.0249 ** (0.0114)	0.0284 ** (0.0119)	0.0111 ** (0.0045)	0.0218 (0.0152)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	98674	98609	98487	96391
R ²	0.902	0.900	0.680	0.726

我们基于上述结果推断,粮食主产区设立提高了主产区的粮食产量和粮食产量在全国的占比,因此,主产区设立的这一影响结果必然有助于主产区食品工业企业的产出和绩效水平的提升。

五、结论和政策建议

为了提升粮食安全水平,中国政府从 2003 年开始将 13 个省份设立为粮食主产区,并实施了系列政策鼓励农民的种粮积极性,从而显著提升了主产区的粮食产量和播种面积。粮食种植业和食品工业是天然的上下游产业,这种内在的联系以及中国推进大食物观背景下的粮食安全目标要求我们评估粮食主产区设立对食品工业的影响,然而现有文献对此研究较少,本文则利用双重差分模型评估了粮食主产区设立对规模以上食品工业企业集聚和绩

效的影响。基于省级、县级面板数据和规模以上食品工业企业样本的研究发现:粮食主产区设立显著提高了主产区省份内的规模以上食品工业企业的利润率和 TFP;机制分析发现:该政策显著提高了主产区的粮食产量和播种面积,以及粮食产量和播种面积在全国的占比,进而增加规模以上食品工业的总产值和销售收入,以及它们的总产值和销售收入在全国的占比。上述结果意味着该政策通过促进粮食种植业和食品工业的规模扩大和集聚,进而促进了食品工业企业的盈利能力和生产效率的提升。

本文的结论对于评估粮食主产区设立的效果及其对食品工业企业绩效的影响具有理论和现实意义,对粮食主产区的乡村振兴具有一定的政策启示。第一,粮食主产区设立虽然在一定程度上促进了农户收入的增加,但由于粮食种植业的附加值低,在人均耕地面积狭小的情况下,其对农户增收的作用有限,因此必须通过鼓励食品工业的发展延伸粮食的产业链和提升粮食产品的附加值,这样才能更有利于促进粮食主产区的乡村振兴;第二,前文提供的数据表明,粮食主产区设立推动了粮食种植业向主产区的集聚,而根据 2022 年《中国食品工业年鉴》提供的数据,2014—2021 年 13 个粮食主产区省份的规模以上食品工业企业的数量占比从 73.97% 下滑到 63.82%,它们的营业收入占比也从 71.37% 下滑到 60.31%。这意味着食品工业和粮食主产区的空间分布出现错位,因而违背了产业集聚和产业链融合的经济规律,会抑制食品工业的健康发展。由于在粮食主产区发展食品工业能带来积极的产业溢出效应,因此针对粮食主产区的政策不应该仅限于鼓励粮食生产的积极性,还应该对这些地区的食品工业出台补贴、减税或者其他政策措施(如建设用地指标),吸引食品工业向粮食主产区集聚,发挥集聚经济和规模效应,促进我国食品工业的发展,提升我国大食物观下的粮食安全水平。

参考文献:

1. 杜锐、毛学峰,2017:《基于合成控制法的粮食主产区政策效果评估》,《中国软科学》第 6 期。
2. 杜志雄、韩磊,2020:《供给侧生产端变化对中国粮食安全的影响研究》,《中国农村经济》第 4 期。
3. 范剑勇、冯猛、李方文,2014:《产业集聚与企业全要素生产率》,《世界经济》第 5 期。
4. 方振、李谷成、廖文梅,2022:《粮食主产区政策对粮食生产安全的影响》,《农业现代化研究》第 5 期。
5. 傅十和、洪俊杰,2008:《企业规模、城市规模与集聚经济——对中国制造业企业普查数据的实证分析》,《经济研究》第 11 期。
6. 甘林针、钱龙、钟钰,2024:《成效不彰 VS 行之有效:粮食安全省长责任制促进了粮食生产吗?》,《经济评论》第 2 期。
7. 高鸣、宋洪远、Carter Michael,2017:《补贴减少了粮食生产效率损失吗?——基于动态资产贫困理论的分析》,《管理世界》第 9 期。
8. 高鸣、魏佳朔,2021:《加快建设国家粮食安全产业带:发展定位与战略构想》,《中国农村经济》第 11 期。
9. 胡翠、谢世清,2014:《中国制造业企业集聚的行业间垂直溢出效应研究》,《世界经济》第 9 期。
10. 黄宗智,2016:《中国的隐性农业革命(1980—2010)——一个历史和比较的视野》,《开放时代》第 2 期。
11. 黄宗智,2018:《怎样推进中国农产品纵向一体化物流的发展?——美国、中国和“东亚模式”的比较》,《开放时代》第 1 期。
12. 黄宗智,2020:《小农经济理论与“内卷化”及“去内卷化”》,《开放时代》第 4 期。
13. 黄宗智,2021:《资本主义农业还是现代小农经济?——中国克服“三农”问题的发展道路》,《开放时代》第 3 期。
14. 剧义文、李恒,2011:《粮食主产区的工业化及其实现机制》,《经济学动态》第 12 期。
15. 鲁晓东、连玉君,2012:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》第 2 期。
16. 罗勇、曹丽莉,2005:《中国制造业集聚程度变动趋势实证研究》,《经济研究》第 8 期。
17. 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。
18. 苏子凡、周力,2024:《粮食主产区政策实施对涉农企业经营效益的影响》,《中国农村经济》第 6 期。
19. 魏后凯、王业强,2012:《中央支持粮食主产区发展的理论基础与政策导向》,《经济学动态》第 11 期。
20. 许庆、陆钰凤、张恒春,2020:《农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗?——基于全国农村固定观察

- 点调查数据的分析》,《中国农村经济》第 4 期。
21. 杨红丽、陈钊, 2015:《外商直接投资水平溢出的间接机制:基于上游供应商的研究》,《世界经济》第 3 期。
 22. 叶兴庆, 2021:《迈向 2035 年的中国乡村:愿景、挑战与策略》,《管理世界》第 4 期。
 23. 张锦华、徐雯, 2023:《完全成本保险试点能激励粮食产出吗?》,《中国农村经济》第 11 期。
 24. 张明、杨颖、邹小容, 2021:《新时期中国粮食补贴政策的战略协同与差异设计》,《农业经济问题》第 3 期。
 25. 张培刚、杨建文, 1992:《新发展经济学》,河南人民出版社。
 26. 张爽, 2013:《粮食最低收购价政策对主产区农户供给行为影响的实证研究》,《经济评论》第 1 期。
 27. 章韬、申洋, 2020:《企业进入、税收与集聚外部性——基于产业关联的实证研究》,《经济学(季刊)》第 3 期。
 28. Cai, H., and Q. Liu. 2009. "Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms." *The Economic Journal* 119(537): 764-795.
 29. Ellison, G., E. L. Glaeser, and W. R. Kerr. 2010. "What Causes Industry Agglomeration? Evidence from Coagglomeration Patterns." *American Economic Review* 100(3): 1195-1213.
 30. Fujita, M., and J. F. Thisse. 2002. *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location and Regional Growth*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
 31. Gopinath, M., T. L. Roe, and M. D. Shane. 1996. "Competitiveness of US Food Processing: Benefits from Primary Agriculture." *American Journal of Agricultural Economics* 78(4): 1044-1055.
 32. Henderson, J.V. 2003. "Marshall's Scale Economies." *Journal of Urban Economics* 53(1): 1-28.
 33. Henderson, J.R., and K. T. McNamara. 2000. "The Location of Food Manufacturing Plant Investments in Corn Belt Counties." *Journal of Agricultural and Resource Economics* 25(2): 680-697.
 34. Henderson, J.V., T. Squires, A. Storeygard, and D. Weil. 2018. "The Global Distribution of Economic Activity: Nature, History and the Role of Trade." *The Quarterly Journal of Economics* 133(1): 357-406.
 35. Krugman, P. 1991. "Increasing Returns and Economic Geography." *Journal of Political Economy* 99(3): 483-499.
 36. Krugman, P., and R. Livas Elizondo. 1996. "Trade Policy and the Third World Metropolis." *Journal of Development Economics* 49(1): 137-150.
 37. Porter, M. E. 1998. "Clusters and the New Economics of Competition." *Harvard Business Review* 76(6): 77-90.
 38. Tabuchi, T., and J. F. Thisse. 2002. "Taste Heterogeneity, Labor Mobility and Economic Geography." *Journal of Development Economics* 69(1): 155-177.

Effect of Establishing Major Grain-producing Areas on the Agglomeration and Performance of Food Industry

Zhang Yuan¹ and Wang Yue²

(1: China Center for Economic Studies and Fudan-Pingan Research Institute for Macroeconomy, Fudan University; 2: School of Economics, Fudan University)

Abstract: Under the "Greater Food" approach, the upgrade of dietary structure and urbanization propose higher requirements for the food industries. Applying difference-in-differences model to province-level, county-level, and firm-level panel data, this paper finds that establishing a major grain-producing area significantly improves the profitability and efficiency of food processing enterprises. We show that the mechanism is that, this policy stimulates the output and sown area of grain crops in the main area, and their concentration in the main area, and consequently improves the agglomeration of food industries in the main area. The above results mean that the establishment of a major grain-producing area can improve the profitability and efficiency of food processing enterprises by promoting grain planting and food industry agglomeration. This paper sheds light on the role of China's major grain-producing area in shaping the agglomeration of grain planting and food industries and provides important policy implications for the revitalization of the rural economy in China.

Keywords: Major Grain - producing Areas, Food Industry, Industry Agglomeration, Rural Revitalization

JEL Classification: Q18, R34, O18

(责任编辑:彭爽)