

# 粮食价格支持政策促进了农业创新

熊瑞祥 彭晓盈 欧阳文静

## 目录

附录 I 解释 2018 年处理组省份稻谷发明专利申请数量出现较为明显下降的原因	1
附录 II 本文相比 Arrow (1962) 的改进	2
附录 III 根据专利摘要将各个专利识别至作物层面	3
附录 IV 根据专利摘要将各个专利识别为成本降低型与需求增加型	9
附录 V 价格支持政策的“阶梯效应”: 其影响是否随粮食支持价格的提高而提高	13
附录 VI 稳健性检验	14
附录 VII 机制的进一步检验	28
附录 VIII 价格支持政策对高质量需求增加型农业创新的正向影响更大	32
附录 IX 附图及附表	34
参考文献	37

## 附录 I 解释 2018 年处理组省份稻谷发明专利申请数量

## 出现较为明显下降的原因

本节解释正文图 1 左图中 2018 年处理组省份稻谷发明专利申请数量出现较为明显下降的原因。<sup>1</sup> 根据我们的分析, 2018 年处理组省份稻谷发明专利申请数量的下降, 很可能与农户关于稻谷价格支持政策的预期变化相关。具体而言, 如下图 11 的右轴示, 自 2014 年起, 我国逐步停止了稻谷最低收购价的上调, 2016 年早籼稻最低收购价格由每 50 公斤 135 元略降至 133 元, 2017 年则进一步下调了三种稻谷的最低收购价格(曹慧等, 2017)。

价格支持政策的变化可能对农业的创新激励产生了直接影响, 特别是当预期稻谷未来最低收购价格可能下降时, 从而导致处理组省份稻谷发明专利申请数量的下降。我们认为 2016 年和 2018 年稻谷最低收购价格的下调与处理组省份稻谷发明专利申请数量的下降基本保持一致, 如图 11 所示。同这一分析一致的另外一个依据是: 同一时期, 对照组省份的稻谷相关专利申请量并未下降, 这同本文假设对照组省份的稻谷相关专利不受稻谷价格支持政策的影响是一致的。

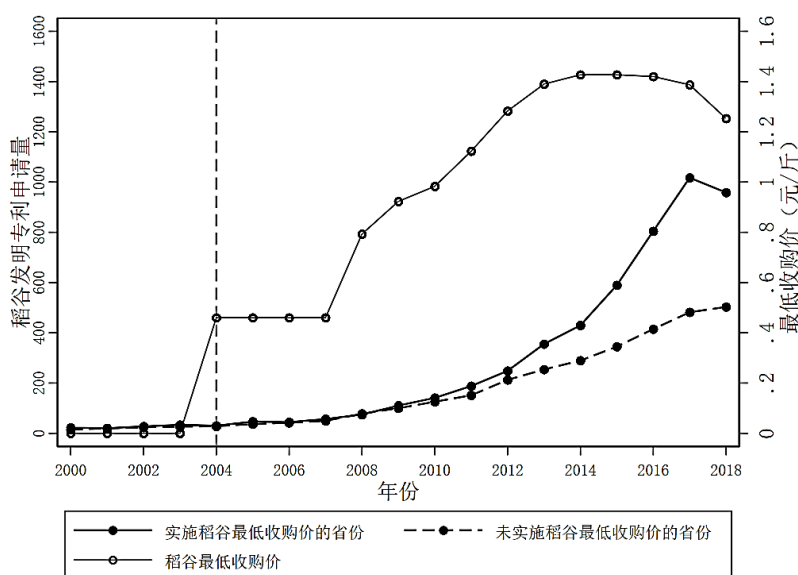


图 11 稻谷最低收购价与稻谷发明专利申请量

<sup>1</sup> 感谢匿名审稿专家的建设性意见。

## 附录 II 本文相比 Arrow (1962) 的改进

Arrow (1962) 假设完全竞争市场中只有一家企业成功地进行了边际成本降低型创新, 因而该企业可以向市场中的其他企业收取接近于边际成本降低量的从量专利许可费, 这使得产品的行业供给曲线在成本降低型创新实现前后仍然保持不变。进而产品均衡价格在成本降低型创新实现前后仍然保持不变, 从而该成本降低型创新企业所获得的创新边际收益等于边际成本降低量与行业均衡产量的乘积。但现实中, 考虑到产品的生产过程可能包括多个环节, 不同生产环节的创新都可以降低生产的边际成本, 因而现实中完全竞争市场中完全可能有多家企业在不同生产环节成功地进行了降低边际成本的创新。当这些创新成功的企业之间为售出专利许可而竞争时, 专利许可费会低于边际成本降低量, 进而产品的行业供给在成本降低型创新实现之后会增加。进而, 当产品需求缺乏价格弹性时, 成本降低型创新反而可能降低生产者剩余, 即降低企业进行成本降低型创新的激励; 而粮食价格支持政策的实施, 将粮食价格维持在固定水平, 增加了企业进行成本降低型创新的激励。类似的分析表明, 存在价格支持政策时, 企业进行需求增加型农业创新的边际收益, 小于不存在价格支持时其进行需求增加型农业创新的边际收益, 即价格支持政策下, 企业更没有激励进行需求增加型农业创新。

## 附录 III 根据专利摘要将各个专利识别至作物层面

本文的处理组在作物层面，因此，为了对正文中的(1)式进行回归分析，我们需要识别出每一条农业发明专利同哪一种作物相关。但国际专利分类体系(IPC)并没有专门给出作物层面的专利，例如，A01B类别中“农业或林业的整地；一般农业机械或农具的部件、零件或附件”并未明确区分不同专利属于哪种作物，即仅仅依靠IPC分类号难以识别出专利属于哪种作物。

在将专利识别至作物层面时，我们参考了现有文献(Mann and Püttmann, 2023; San, 2023)中的方法：具体而言，我们通过分析专利摘要文本的语义来判断专利的适用作物类别，专利摘要通常会明确说明该专利适用的作物类型或者用途，我们据此先通过人工打标的方式将专利识别至作物层面。具体地，本文将专利识别至作物层面的方法和判断标准可归为如下三类：(1)专利摘要中出现了作物名称，并且摘要中的描述确实同该作物从育种到储存的某个环节相关；(2)没有明确提到作物名称，但是提到了该专利的适用场景，我们根据适用场景将专利识别至相关作物层面；(3)适用于各作物的普适化专利。同时，为使得作物层面的专利识别具有代表性，我们在人工打标时有意识地涵盖了作物从育种到储存的整个过程。以稻谷为例，稻谷的一生包括：育种、整地、育苗、种植秧苗、除草与害虫防治、施肥、排灌、收割、干燥和筛选、储存等。<sup>2</sup>附表 III 1-III 3 给出了如何根据专利摘要将各个专利识别至作物层面的多个示例。

(1)专利摘要中出现了作物名称，并且摘要中的描述确实同该作物从育种到储存的某个环节相关。<sup>3</sup>

表 III 1 作物相关专利摘要文本示例(专利摘要中出现了作物名称)

	申请号	摘要	分类 1
种植业	CN201810969991.2	一种花脸香蘑的种植方法，包括以下步骤：从花脸香蘑子实体提取无菌子实体放入 PDA 培养基上培养菌丝提取菌种；使用原料重量份为胰蛋白胨、酵母膏、琼脂、蜂蜜、白糖蒸馏水的液体培养基对菌种进行栽培；按重量份取原料为蒸熟小麦、碳酸钙接种后培养；按重量份取秸秆、牛粪、过磷酸钙、石膏、碳酸氢铵份堆积发酵；将制作好的种植料放入宽为 70 厘米、高为 15 厘米的种植箱内，将种植箱放入田间设置好的大棚内，将接种好的菌种埋在种植箱内，大棚温度维持 28~32℃，培养时间 20 天，然后覆土继续培养 20 天出菇。该花脸香蘑的种植方法能合理的提供花脸香蘑生长阶段所需养料元素，提高了花脸香蘑种植产量，种植的花脸香蘑营养价值丰富。	无
种植业	CN201611053365.6	本发明公开了一种富硒甘蔗的种植方法，包括以下步骤：施加硒矿粉、开挖种植沟；种植沟内添加富硒肥；准备甘蔗种株；种植；喷施富硒叶面肥。本发明对甘蔗进行科学的耕作管理，在整地时向种植田施加硒矿粉和富硒肥，并在种植过程中施加富硒营养液和叶面富硒肥，在甘蔗的耕种、发芽、生长期全方位补充含硒养分，促进甘蔗茎内硒元素的生成，提高甘蔗硒含量，收获的甘蔗不仅产量高而且富含硒元素，具有极高的营养价值和经济	甘蔗

<sup>2</sup> <https://www.agriculture-machine.com/zh/rice-from-planting-to-harvest-growing-process-of-rice/>.

<sup>3</sup> San (2023) 收集了专利的全文，在专利文件的标题、摘要、权利要求和描述部分中查找作物名称，如果其中出现了作物名称，则将其归为相关作物的农业创新。本文使用“专利摘要中出现了作物名称，并且摘要中的描述确实同该作物从育种到储存的某环节相关”这一做法使得本文对作物层面专利的度量比 San(2023)更加准确：如果只根据在专利文件的标题、摘要、权利要求和描述部分中查找作物名称，来判断作物层面专利，可能带来测量误差。例如，“一种花脸香蘑的种植方法……；按重量份取原料为蒸熟小麦、碳酸钙接种后培养；……种植的花脸香蘑营养价值丰富。”该摘要中虽然提到了“小麦”，但“小麦”只是作为原料，该专利并不属于小麦相关农业创新：按照 San(2023)的方法会错误地将其归类为小麦相关创新，但按照本文方法则会正确地不将其归为小麦相关创新。

		价值。	
种植业	CN201611095539.5	本发明属于 <b>烟草</b> 种植技术领域,具体公开了一种用于烤烟品种 NC89 的专用移栽基质配方。所述的专用移栽基质配方包含如下重量份的成分:紫色土 50~70 份;牛肝土 40~50 份;砂泥土 20~40 份。在所述的专用土壤中种植烤烟品种 NC89 能显著提高 NC89 烟叶的感官质量以及烟叶的品质;此外,还能显著降低 NC89 烟叶中的糖碱比,有利于突出 NC89 烟叶的风格特色。	烟草
种植业	CN201410530194.6	本发明公开了一种 <b>稻麦</b> 联合收割机,包括底盘 23,动力 19 及传动装置、行走装置、操纵机构、割台装置、脱粒及风选装置、其特征在于:传动装置中的行走离合器 18 和工作两离合器 43 分别置于二级过桥传动轴两端,工作离合器输出端通过链轮和链条与谷物推进器轴左端相连,谷物推进器轴右端直接与谷物提升链拨相连,左端还与脱粒滚筒轴相连,脱粒滚筒轴一边与风机相连,另一边依次与输送滚筒轴左端、割台滚筒轴左端相连,右端安装有 A 型皮带轮和摇臂,皮带轮通过三角带与拨禾轮相连,摇臂通过关节轴承、连杆 38、摆臂和上割刀动刀片相连,输送滚筒轴右端依次与下割刀过轮、下割刀轴、摇臂相连,行走离合器输出端与驱动轮轴相连。	水稻、小麦
种植业	CN201710558217.8	本发明公开了一种选育 <b>高粱</b> 不育系的方法,所述方法包括:利用保持系与恢复系杂交,选育不育系;所述方法包括以保持系 QL33B 为母本,以恢复系吉恢 13 为父本经人工去雄杂交,连续自交 2 代,在 F <sub>3</sub> 中选择株高较矮、株型紧凑等综合性状良好、生育期早的单株与 QL33B 回交,再连续自交 3 代,在 BC <sub>1</sub> F <sub>4</sub> 中选择株高较矮、株型紧凑、生育期早的单株与 QL33A 回交转育不育系,经过 6 代的连续回交,转育成为稳定的不育系吉 2060A。利用本发明提供的选育高粱不育系的方法选育出的吉 2060A,其生育期短、植株矮、植株可达到的秘植度大、亩产量高。本发明提供的选育高粱不育系的方法,拓宽现有不育系血缘、提高不育系的适应性。	高粱
农化	CN201010101284.5	大豆、花生田除草组合物,属除草剂技术领域。其是提供一种除草效果好,杀草谱广,能够延缓杂草抗药性的大豆、花生田除草组合物。其技术要点是:除草组合物的活性成分为噁草酮和丙炔氟草胺,二者的重量配比为 1:0.08~0.2。采用噁草酮和丙炔氟草胺两种除草剂复配,不仅除草效果显著,对大豆、花生安全,互补性强,并且延缓了杂草的抗药性,扩大了杀草谱,提高了持效期,减少了用药次数,也大幅度降低了成本,一次用药即可控制整个生长季节无杂草危害,既简化了除草程序,减轻了劳动强度,增产效果也很显著,社会效益突出。	花生
农化	CN201710984959.7	本发明公开了一种加工型 <b>马铃薯</b> 专用酸性水溶肥,是由按照重量份计的以下原料制备得到的:尿素 0-40 份、硫脲 0-20 份、磷酸脲 5-40 份、低聚磷酸铵 10-20 份、硫酸钾 10-50 份、硫酸镁 2-10 份、硼酸 1.5-2.5 份、植物生长调节剂 1-3 份、水溶性防结块剂 0.5-2.5 份,并提供了其制备方法。本发明的有益效果为:本发明提供的加工型马铃薯专用酸性水溶肥及其制备方法,主要用于微灌栽培的加工型马铃薯,在每亩用量为 60-80kg 条件下,加工型马铃薯增产 15%-30%,节约肥料 10%-20%,提高肥料利用率 25%以上,长期施用可降低耕层土壤的 pH 值,改善作物耕层生长环境,结合减肥增效技术和水肥一体化技术的大力推广应用,在北方碱性土壤加工型马铃薯上具有广阔的应用前景。	马铃薯
农化	CN201811525186.7	本发明公开了一种利用酱油厂废液制作液体肥的方法,属于液体肥制作技术领域,一种利用酱油厂废液制作液体肥的方法,包括以下步骤:S1、废液收集;S2、成分检测;S3、成分提取;S4、预混合处理,将各自提取的有用成分放入混合搅拌罐中;S5、干燥处理,将得到的促进原剂放入药物处理干燥机中进行干燥处理;S6、二次混合处理,将干燥所得的改良剂原料投入混合搅拌罐,加入普通的磷酸溶液混合;S7、终极混合处理,得到最终改进型液体肥,本发明可以将酱油废液中的有用成分提取出来并通过特殊的反应,合成之后应用于 <b>甜菜</b> 的液体肥中,作为甜菜专用液体肥的改良剂,大大提升甜菜的含糖量,从而提升甜菜的食用	甜菜

		价值和口感。	
农化	CN201210443116.3	一种分蘖期水稻植物生长调节剂, 各组分按以下配比制成, 载体为蒸馏水: BR(芸薹素内酯)0.02~0.05ppm、GA3(赤霉素)12~25ppm、NAA(萘乙酸)12~25ppm、ABA(脱落酸)2~8ppm、多效唑 1~2ppm、三环唑 200~250ppm、扑虱灵可湿性粉剂 150~200ppm、乙醇 1500ppm、乙醚 800ppm。	稻谷
农化	CN201710935378.4	本发明公开了一种提高小麦粒重的复合调节剂及其应用, 属于植物生长调节剂, 旨在解决小麦生长调节剂成分复杂、非环境友好型、对小麦粒重增重效果不明显的问题。本发明提供的复合调节剂由 220~230 mg/L 茉莉酸甲酯溶液和 3~6 g/L 磷酸二氢钾溶液组成。将该复合调节剂按照每亩 30~40 公斤的喷适量喷施于灌浆后期的小麦叶片上。试验结果表明, 本发明提供的复合调节剂对于提高小麦粒重效果明显, 经济效益显著, 值得推广应用。	小麦
农业生物技术	CN201510201694.X	本发明公开了一种茶树 miRNA 及其应用, 该茶树 miRNA 的碱基序列如 SEQ ID NO.1 所示。本发明通过 Solexa 高通量测序技术、生物信息学分析等技术, 首次从茶树浙农 139 中鉴定了 miR156 及其前体 Cs-miR156g, 并通过不同氮素处理验证了不同氮素条件下 miR156 的表达差异, 得出儿茶素总量与 miR156 呈显著负相关关系的结论, 证明本发明茶树 miRNA(miR156)及其前体 Cs-miR156g 在调控茶树儿茶素表达中起到重要作用, 茶树 miRNA(miR156)及其前体 Cs-miR156g 的表达可抑制茶树中儿茶素的合成, 在优质茶叶品种的培育中具有潜在应用价值。	茶叶
农业生物技术	CN03128144.3	本发明公开了一种钙调素结合型蛋白激酶基因的制备方法和它在水稻中的应用。其步骤为: A.用 BamHI 酶切已克隆到的钙调素结合蛋白激酶基因; B.将 A 步获得的基因连接到中间载体 pAHC17 上, 形成 pAHC17-R19(+); C.用 HindIII, EcoRI 双酶切 pAHC17-R19(+), 并连接到同样双酶切的表达载体 pCAMBIA1300 或 pCAMBIA1301 上, 使得钙调素结合蛋白激酶基因置于泛素启动子和 NOS 尾巴之间, 形成可转化或表达的载体; D.将制备的载体转入农杆菌 EHA105, 再导入成熟胚诱导的水稻愈伤组织中; E.筛选阳性植株。本发明的钙调素结合蛋白激酶基因在水稻中的应用。该转基因植物表现晚开花状, 生长期延长, 千粒重增加, 可以提高单位面积产量。	稻谷
农业生物技术	CN200410096455.4	本发明公开了一种小麦籽粒硬度相关基因及其编码蛋白与应用, 其目的是提供一种小麦籽粒硬度相关基因及其编码蛋白与其在小麦籽粒品质改良中的应用。该小麦籽粒硬度相关基因, 具有下述核苷酸序列之一: 1)序列表中 SEQ ID No: 2 的多核苷酸; 2)编码序列表中 SEQ ID No: 1 多肽序列的 DNA; 3)在高严谨条件下可与序列表中的 SEQ ID No: 2 限定的 DNA 序列杂交的核苷酸序列。同野生型(pinA-D1a/pinB-D1a)相比, pinA-D1a/pinB-D1p 突变型小麦的籽粒硬度有较大提高, 本发明的小麦籽粒硬度相关基因可用于小麦 puroindoline 基因等位变异检测和分子标记辅助育种, 对于优良小麦品种的培育将起到重要作用, 从而满足不同小麦制品的需要。	小麦

(2) 没有明确提到作物名称, 但是提到了该专利的适用场景, 我们根据适用场景将专利识别至相关作物层面。

表 III2 作物相关专利摘要文本示例 (摘要中提到了该专利的适用场景)

	申请号	摘要	分类 1
种植业	CN201710664461.2	本发明属于农业技术领域, 所要解决的技术问题是克服现有技术的不足, 提供一种结构简单且安装方便的水田深施肥的自适应仿形导肥管装置。所述仿形导肥管装置包括塑料软管, 不锈钢喉箍, pc 仿形导肥内管, 仿形弹簧、pc 仿形导肥外管、长销和角度调节器。所述塑料软管下端通过不锈钢喉箍固定在 pc 仿形导肥内管上端, 所述 pc 仿形导肥内管上套有仿形弹簧, 弹簧一端贴在 pc 仿形导肥内管下端的挡缘上; 所述 pc 仿形导肥外管套在装有仿	水稻

		形弹簧的 pc 仿形导肥内管上, 弹簧另一端紧贴 pc 仿形导肥外管上端的挡缘上, 管子外壁上有加强筋, 连接挡缘, 起到加固作用, 外管下端开有销孔; 所述角度调节器上面是一段斜圆管, 下面设有旋转圆板, 旋转圆板上有对称的角度调节弧形槽, 斜圆管上开有销孔, 所述角度调节器通过长销连接 pc 仿形导肥外管, 旋转圆板用螺栓固定在开沟装置上。本发明结构简单, 能跟随同步深施肥机具上开沟装置的上下浮动保持排肥装置与开沟装置之间的管道为直线, 让排入水田的肥料分布更加均匀。	
种植业	CN201711205393.X	本发明公开了一种农业用粮食存储设备, 包括储粮仓体、储粮仓盖、通风管、散热通风装置和驱虫箱体, 所述储粮仓体内部安装有储粮室, 所述储粮仓体下部安装有储粮底座, 所述储粮仓体上端安装有储粮仓盖, 所述储粮仓盖内部安装有通风管, 所述通风管设置有多根, 且通风管下端连接有通风口, 且通风口设置在储粮底座内部中间, 所述通风口内部安装有驱虫箱体, 本发明一种农业用粮食存储设备, 通过设置的通风管和散热通风装置, 能够进行吹风, 透气散热效果较好, 而且通过设置的驱虫箱体, 能够进行驱虫有效防止粮食被虫害吞噬, 影响储存效果, 而且节约了能源, 降低了储存成本, 有效节约了土地的面积, 其经济和社会效益十分显著。	水稻、小麦、高粱
种植业	CN200610068684.4	本发明公开了一种改进的插秧机, 它包括插秧牵引部, 铰接于牵引部后部的插秧工作部, 位于所述插秧工作部底部的秧船, 所述秧船下方设有两个秧船辅助撑板, 所述插秧工作部的机架和秧船辅助撑板之间设有辅助撑板的高度调节装置; 所述插秧工作部上还设有高于所述秧船表面且方便抓取秧苗的储秧架; 通过调节高度调节装置, 使插秧机主要的压力通过秧船辅助撑板作用在较硬的土层上, 可以有效的防止由于插秧机压力造成的壅泥、壅苗等现象, 防止对插好秧苗的损坏; 储秧架的设置, 站在所述秧船上操作者不需要弯腰去取原来放置在秧船上的秧苗, 伸手即可拿到位于所述储秧架上的秧苗, 降低了劳动强度; 同时保护了秧苗苗床土, 易于秧苗成活。	水稻

## (3) 适用于各作物的普适化专利。

表 1113 作物相关专利摘要文本示例 (适用于各作物的普适化专利)

	申请号	摘要	分类 1
种植业	CN201611019781.4	本发明公开了一种可以均匀播种的农用无人机, 包括机身, 所述机身的顶部设置有进料门, 所述机身的两侧均设置有机翼, 所述机身的右侧设置有中心翼, 所述中心翼的两侧设置有侧翼, 所述机身的左端设置有螺旋桨, 所述螺旋桨的表面套设有桨片, 所述机身底部的左侧设置有播种装置, 所述播种装置包括储种箱。通过设置储种箱、进料口、播种箱、旋转轴、隔板、播种盘、凹槽和播种孔相互配合的使用, 可对种子进行均匀播种, 这样无人机在播种时效果更好, 解决了农用无人机在播种时, 出现播种不均匀的状况, 从而造成使用者对未播种到的地方进行再次进行播种的问题, 从而大大节约了使用者的时间, 提高了劳动效率。	水稻、小麦、高粱、马铃薯、花生、甜菜、甘蔗、茶叶、烟草
农化	CN201510866315.9	本发明属于农药杀虫剂复配的技术领域, 具体为一种含有果虫磷的组合物及用途。该组合物有效成分为乙啶硫磷和果虫磷, 其中含有有效成分的质量比为, 乙啶硫磷: 果虫磷 1-20: 1, 具有明显的增效作用, 并降低了生产成本和使用成本, 更重要的是能够延缓受害抗药性的产生, 有显著的防治效果, 能够防治多种病害。	水稻、小麦、高粱、马铃薯、花生、甜菜、甘蔗、茶叶、烟草
农业生物技术	CN201110431638.7	本发明涉及稳定酶制剂活性的技术领域, 具体地说是一种农药降解酶制剂。农药降解酶制剂由农药降解酶剂、稳定剂、表面活性剂、保护剂和水组成, 其按体积百分比计, 10%-20%的农药降解酶剂、0.1%-0.2%的稳定剂、1%-5%的表面活性剂、30%-80%的保护剂余量为水。本发明制剂在 4℃	水稻、小麦、高粱、马铃薯、花生、甜菜、甘蔗、茶

术	条件下保存, 6 个月内酶活损失不高于 10%; 在室温下保存, 6 个月内酶活性损失不高于 30%。同时本发明农药降解酶制剂能够降解有机磷农药残留。	叶、烟草
---	---	------

与传统的深度学习模型相比, BERT 具有如下 3 个方面的优势。第一, 该模型包含了大量文本领域知识, 通过在大型文本语料库(如维基百科)上完成训练, BERT 学习了通用的语言知识, 这使得该模型适用于处理专利文本。第二, 通过将在通用语境下学到的语言知识迁移到专利文本的分类任务中(Qiu et al., 2020), 结合 BERT 的双向上下文理解, BERT 能够更好地理解专利摘要中的专业术语, 并根据句子上下文获取词义, 从而能够更全面地理解专利摘要文本的语境和关系, 有助于更准确地根据专利摘要将专利识别为不同作物相关的专利。第三, 使用 BERT 进行多标签分类, 可以通过非常小的训练数据集实现高性能(Khan et al., 2021)。

在此基础上, 我们还进一步使用了 TextCNN 模型(Kim, 2014)。TextCNN 具有捕捉文本局部特征的能力, 这使得模型可以识别出专利文本中的关键词语; 并且能够在不同的词或短语之间共享参数, 这减少了模型的参数数量, 提高了训练效率。本文使用的基于 BERT 预训练模型的 TextCNN 分类模型, 同时结合了 BERT 与 TextCNN 的优点: 利用 BERT 的上下文信息和语义信息提取能力, 并结合 TextCNN 模型补充 BERT 模型未学习的局部信息, 有助于更全面地理解专利摘要中的语境与专业术语、并提高专利分类的准确性和效率。

将 BERT 预训练模型的 TextCNN 模型运用至本研究包括如下 6 个步骤。

第 1 步, 标记数据。随机抽取占比约 1% 的专利, 得到 5600 条农业发明专利, 并对其摘要文本数据进行标记。标记包含 9 种作物: 稻谷、小麦、马铃薯、高粱、花生、烟草、甘蔗、甜菜、茶叶, 并进一步将作物专利识别为成本降低型与需求增加型的专利。

第 2 步, 收集与预处理数据。使用 2000-2018 年中国大陆申请人在国家知识产权局申请的农业发明专利的摘要文本数据, 对文本数据进行格式化处理: (1) 将句子分词处理; (2) 添加特殊标记, 在每句首添加[CLS], 在每句尾添加[SEP], 以符合 BERT 模型的输入格式要求; (3) 固定每个句子的长度, 不足最大长度填充, 超过最大长度截断或分段, 设置最大长度为 300。

第 3 步, 选择模型。使用 BERT 预训练模型, 将上述经过格式化处理的摘要文本输入 BERT 模型, 获取文本的语义表示;<sup>4</sup> 并传递给 TextCNN 模型, 通过卷积层提取文本的局部特征, 并通过池化层获取全局信息, 最终生成文本的特征表示, 使用全连接层进行分类。

第 4 步, 拆分数据集。将 80% 的数据作为训练集, 10% 作为验证集, 10% 作为测试集。

第 5 步, 训练模型。将 80% 的训练集用于训练模型, 优化模型参数以减小预测标签与真实标签之间的差距; 并利用 10% 的验证集进行预测与标记结果比较, 根据 F1 分数调整模型超参数, 以提升模型的泛化能力和避免过拟合: (1) 选择最有效层; (2) 选择学习率; (3) 选择合适的训练轮次(Epoch)、批大小(Batch size): 随着迭代次数增加, 损失逐渐减小, 当损失函数趋于平稳即停止训练。

第 6 步, 评估模型。保存训练好的模型; 在 10% 的测试集上根据 F1 分数评估模型的性能, 选择效果最优的模型运用至农业发明专利进行分类。

我们通过调整学习率(Learning Rate)、训练轮次(Epoch)、批大小(Batch size)来选择最优的模型分类效果, 最终选择微调后的学习率为  $5 \times 10^{-5}$ 、训练轮次为 30、批量大小为 128 的 BERT 预训练模型, 将农业相关专利分类为作物相关专利, 基本的分类结果如表 III 4 所示。考虑适用于数据分布不平衡的 Micro F1, 其分数为 92.84%, 其得分较高, 表明作物发明专利的识别较为准确。

<sup>4</sup> 本研究使用中国专利数据, 因此选择中文预训练模型 BERT-base-Chinese。

表 III4 基本的分类结果

作物专利数量	均值	中位数	最小值	最大值	标准误	Precision	Recall	F1
稻谷	20.78	2	0	1022	67.36	0.9286	0.9724	0.9500
小麦	18.87	2	0	1013	61.91	0.9139	0.9654	0.9389
高粱	17.42	2	0	911	57.02	0.8848	0.9552	0.9187
马铃薯	17.36	2	0	915	56.60	0.8894	0.9369	0.9125
甜菜	16.87	2	0	899	55.37	0.8952	0.9495	0.9216
甘蔗	17.02	2	0	878	55.52	0.8957	0.9497	0.9220
花生	17.63	2	0	978	57.95	0.8899	0.9557	0.9216
茶叶	17.52	2	0	900	57.03	0.8924	0.9522	0.9213
烟草	17.60	2	0	904	57.28	0.8991	0.9515	0.9245
总	17.90	2	0	1022	58.57	0.9066	0.9512	0.9284

注：基于我国历年专利数据的分类结果。

为进一步验证本文作物层面专利识别结果的准确性，我们还进行了如下交叉验证。内生增长理论 (Aghion and Howitt, 1992; Romer, 1990) 的一个基本推断是：创新数量同其需求规模正相关。因此，如果上述作物层面专利识别较为准确的话，我们应该观测到：省级层面作物播种面积占比同该省作物发明专利占比正相关。图 III 1 的横轴为各个省各年 9 种作物的播种面积占比均值，<sup>5</sup>纵轴为各个省各年 9 种作物的发明专利占比均值。二者呈现出明显的正相关关系，表明本文作物层面专利识别结果确实较为准确。这一验证思路及结果同现有文献一致 (Acemoglu and Linn, 2004; San, 2023)。

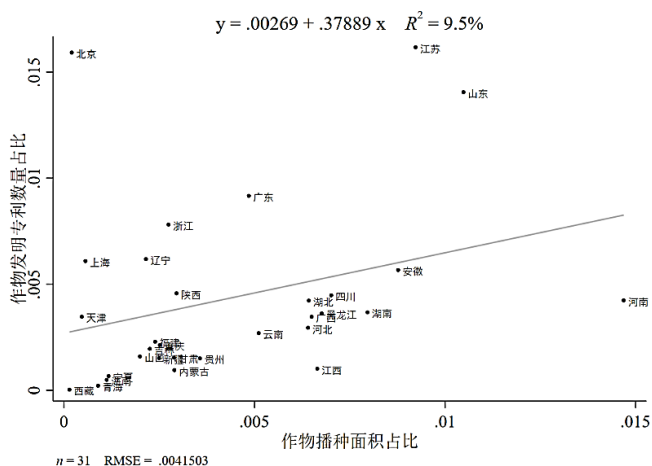


图 III1 省份层面作物播种面积占比均值与作物发明专利数量占比均值之间的关系

<sup>5</sup> 例如，计算湖南省水稻播种面积占全国九种作物总播种面积比例在各年的均值，再将湖南省 9 种作物的该均值求均值，即可得湖南省各年 9 种作物的播种面积占比均值。各省 9 种作物的发明专利占比均值的计算方法一样。

## 附录 IV 根据专利摘要将各个专利识别为成本降低型与需求增加型

本文进一步将专利识别为“成本降低型”与“需求增加型”创新。本文所讲的“成本降低型”与“需求增加型”创新，实质上就是创新领域文献中所指的“流程创新”(process innovation)与“产品创新”(product innovation): Athey 与 Schmutzler (1995)、Bonanno and Barry (1998)、以及 Hall (2011) 将“需求增加型”创新定义为“产品创新”，即增加产品需求的创新——这使得产品需求曲线向上移动，同时将“成本降低型创新”定义为“流程创新”，即降低生产成本的创新——这使得产品供给曲线向下移动。同这一定义一致，Eswaran and Nancy (1996) 与 Rosenkranz (2003) 将“流程创新”定义为降低生产的边际成本的创新，而将“产品创新”定义为增加产品差异化程度的创新。“需求增加型创新”对应于“产品创新”，包括所有使得产品需求曲线向上移动的创新，通常涉及产品质量的改善。具体应用至农业创新领域，包括：新产品的引入（例如，培育优良品种）、提升作物的食用价值、口感与营养价值的液体肥等。成本降低型创新对应于“工艺创新”，包括所有使得产品供给曲线向下移动的创新，通常涉及更便宜的投入品的使用、劳动强度的降低、降低生产成本或增加产量的技术的引入、流程的优化等 (Athey and Schmutzler, 1995)。具体应用至农业创新领域，包括：农业无人机、稻麦联合收割机、增加产量的化肥、简化除草程序的除草剂等。表 IV 1 给出了如何根据专利摘要将各个专利分为成本降低型与需求增加型的多个示例。

表 IV1 成本降低型与需求增加型专利摘要文本示例

	申请号	摘要	分类 2
种植业	CN201611053365.6	本发明公开了一种富硒 <b>甘蔗</b> 的种植方法，包括以下步骤：施加硒矿粉、开挖种植沟；种植沟内添加富硒肥；准备甘蔗种株；种植；喷施富硒叶面肥。本发明对甘蔗进行科学的耕作管理，在整地时向种植田施加硒矿粉和富硒肥，并在种植过程中施加富硒营养液和叶面富硒肥，在甘蔗的耕种、发芽、生长期全方位补充含硒养分，促进甘蔗茎内硒元素的生成，提高甘蔗硒含量，收获的甘蔗不仅 <b>产量高（成本降低）</b> 而且 <b>富含硒元素，具有极高的营养价值（需求增加）</b> 和经济价值。	成本降低，需求增加
种植业	CN201611019781.4	本发明公开了一种可以均匀播种的 <b>农用无人机（成本降低）</b> ，包括机身，所述机身的顶部设置有进料门，所述机身的两侧均设置有机翼，所述机身的右侧设置有中心翼，所述中心翼的两侧设置有侧翼，所述机身的左端设置有螺旋桨，所述螺旋桨的表面套设有桨片，所述机身底部的左侧设置有播种装置，所述播种装置包括储种箱。通过设置储种箱、进料口、播种箱、旋转轴、隔板、播种盘、凹槽和播种孔相互配合的使用，可对种子进行均匀播种，这样无人机在播种时效果更好，解决了农用无人机在播种时，出现播种不均匀的状况，从而造成使用者对未播种到的地方进行再次进行播种的问题，从而大大节约了使用者的时间， <b>提高了劳动效率（成本降低）</b> 。	成本降低
种植业	CN201611095539.5	本发明属于 <b>烟草种植技术领域</b> ，具体公开了一种用于烤烟品种 NC89 的专用移栽基质配方。所述的专用移栽基质配方包含如下重量份的成分：紫色土 50~70 份；牛肝土 40~50 份；砂泥土 20~40 份。在所述的专用土壤中种植烤烟品种 NC89 能 <b>显著提高 NC89 烟叶的感官质量以及烟叶的品质（需求增加）</b> ；此外，还能 <b>显著降低 NC89 烟叶中的糖碱比，有利于突出 NC89 烟叶的风格特色（需求增加）</b> 。	需求增加
种	CN201410530194.6	本发明公开了一种 <b>稻麦联合收割机（成本降低）</b> ，包括底盘	成本

植 业		23, 动力 19 及传动装置、行走装置、操纵机构、割台装置、脱粒及风选装置、其特征在于: 传动装置中的行走离合器 18 和工作两离合器 43 分别置于二级过桥传动轴两端, 工作离合器输出端通过链轮和链条与谷物推进器轴左端相连, 谷物推进器轴右端直接与谷物提升链拨相连, 左端还与脱粒滚筒轴相连, 脱粒滚筒轴一边与风机相连, 另一边依次与输送滚筒轴左端、割台滚筒轴左端相连, 右端安装有 A 型皮带轮和摇臂, 皮带轮通过三角带与拨禾轮相连, 摇臂通过关节轴承、连杆 38、摆臂和上割刀动刀片相连, 输送滚筒轴右端依次与下割刀过轮、下割刀轴、摇臂相连, 行走离合器输出端与驱动轮轴相连。	降低
种 植 业	CN201710664461.2	本发明属于农业技术领域, 所要解决的技术问题是克服现有技术的不足, 提供一种结构简单且安装方便的水田深施肥 <b>(成本降低)</b> 的自适应仿形导肥管装置。所述仿形导肥管装置包括塑料软管, 不锈钢喉箍, pc 仿形导肥内管, 仿形弹簧、pc 仿形导肥外管、长销和角度调节器。所述塑料软管下端通过不锈钢喉箍固定在 pc 仿形导肥内管上端, 所述 pc 仿形导肥内管上套有仿形弹簧, 弹簧一端贴靠在 pc 仿形导肥内管下端的挡缘上; 所述 pc 仿形导肥外管套在装有仿形弹簧的 pc 仿形导肥内管上, 弹簧另一端紧贴 pc 仿形导肥外管上端的挡缘上, 管子外壁上有加强筋, 连接挡缘, 起到加固作用, 外管下端开有销孔; 所述角度调节器上面是一段斜圆管, 下面设有旋转圆板, 旋转圆板上有对称的角度调节弧形槽, 斜圆管上开有销孔, 所述角度调节器通过长销连接 pc 仿形导肥外管, 旋转圆板用螺栓固定在开沟装置上。本发明结构简单, 能跟随同步深施肥机具上开沟装置的上下浮动保持排肥装置与开沟装置之间的管道为直线, 让排入水田的肥料分布更加均匀 <b>(成本降低)</b> 。	成本降低
种 植 业	CN201711205393.X	本发明公开了一种农业用粮食存储设备, 包括储粮仓体、储粮仓盖、通风管、散热通风装置和驱虫箱体, 所述储粮仓体内部安装有储粮室, 所述储粮仓体下部安装有储粮底座, 所述储粮仓体上端安装有储粮仓盖, 所述储粮仓盖内部安装有通风管, 所述通风管设置有多根, 且通风管下端连接有通风口, 且通风口设置在储粮底座内部中间, 所述通风口内部安装有驱虫箱体, 本发明一种农业用粮食存储设备, 通过设置的通风管和散热通风装置, 能够进行吹风, 透气散热效果较好, 而且通过设置的驱虫箱体, 能够进行驱虫有效防止粮食被虫害吞噬, 影响储存效果, 而且节约了能源, 降低了储存成本, 有效节约了土地的面积 <b>(成本降低)</b> , 其经济和社会效益十分显著。	成本降低
种 植 业	CN200610068684.4	本发明公开了一种改进的插秧机, 它包括插秧牵引部, 铰接于牵引部后部的插秧工作部, 位于所述插秧工作部底部的秧船, 所述秧船下方设有两个秧船辅助撑板, 所述插秧工作部的机架和秧船辅助撑板之间设有辅助撑板的高度调节装置; 所述插秧工作部上还设有高于所述秧船表面且方便抓取秧苗的储秧架; 通过调节高度调节装置, 使插秧机主要的压力通过秧船辅助撑板作用在较硬的土层上, 可以有效防止由于插秧机压力造成的壅泥、壅苗等现象, 防止对插好秧苗的损坏 <b>(成本降低)</b> ; 储秧架的设置, 站在所述秧船上操作者不需要弯腰去取原来放置在秧船上的秧苗, 伸手即可拿到位于所述储秧架上的秧苗, 降低了劳动强度; 同时保护了秧苗苗床土, 易于秧苗成活 <b>(成本降低)</b> 。	成本降低
种 植 业	CN201710558217.8	本发明公开了一种选育高粱不育系的方法, 所述方法包括: 利用保持系与恢复系杂交, 选育不育系; 所述方法包括以保持系 QL33B 为母本, 以恢复系吉恢 13 为父本经人工去雄杂交, 连续自交 2 代, 在 F3 中选择株高较矮、株型紧凑等综合性状良好、生育期早的单株与 QL33B 回交, 再连续自交 3	成本降低

		代, 在 BC 1 F 4 中选择株高较矮、株型紧凑、生育期早的单株与 QL33A 回交转育不育系, 经过 6 代的连续回交, 转育成为稳定的不育系吉 2060A。利用本发明提供的选育高粱不育系的方法选育出的吉 2060A, 其生育期短、植株矮、植株可达到的 <b>秘植度大、亩产量高(成本降低)</b> 。本发明提供的选育高粱不育系的方法, 拓宽现有不育系血缘、提高不育系的适应性。	
农化	CN201510866315.9	本发明属于 <b>农药杀虫剂复配</b> 的技术领域, 具体为一种含有果虫磷的组合物及用途。该组合物有效成分为乙嘧硫磷和果虫磷, 其中含有有效成分的质量比为, 乙嘧硫磷: 果虫磷 1-20: 1, 具有明显的增效作用, 并 <b>降低了生产成本和使用成本(成本降低)</b> , 更重要的是能够延缓要害抗药性的产生, 有显著的防治效果, 能够防治多种病害。	成本降低
农化	CN201010101284.5	大豆、花生田除草组合物, 属除草剂技术领域。其是提供一种除草效果好, 杀草谱广, 能够延缓杂草抗药性的大豆、花生田除草组合物。其技术要点是: 除草组合物的活性成分为噁草酮和丙炔氟草胺, 二者的重量配比为 1:0.08~0.2。采用噁草酮和丙炔氟草胺两种除草剂复配, 不仅除草效果显著, 对大豆、花生安全, 互补性强, 并且延缓了杂草的抗药性, 扩大了杀草谱, 提高了持效期, 减少了用药次数, 也 <b>大幅度降低了成本(成本降低)</b> , 一次用药即可控制整个生长季节无杂草危害, 既简化了除草程序, <b>减轻了劳动强度(成本降低)</b> , 增产效果也很显著, 社会效益突出。	成本降低
农化	CN201710984959.7	本发明公开了一种加工型 <b>马铃薯</b> 专用酸性水溶肥, 是由按照重量份计的以下原料制备得到的: 尿素 0-40 份、硫脲 0-20 份、磷酸脲 5-40 份、低聚磷酸铵 10-20 份、硫酸钾 10-50 份、硫酸镁 2-10 份、硼酸 1.5-2.5 份、植物生长调节剂 1-3 份、水溶性防结块剂 0.5-2.5 份, 并提供了其制备方法。本发明的有益效果为: 本发明提供的加工型马铃薯专用酸性水溶肥及其制备方法, 主要用于微灌栽培的加工型马铃薯, 在每亩用量为 60-80kg 条件下, <b>加工型马铃薯增产 15%-30%, 节约肥料 10%-20%, 提高肥料利用率 25%以上(成本降低)</b> , 长期施用可降低耕层土壤的 pH 值, 改善作物耕层生长环境, 结合减肥增效技术和水肥一体化技术的大力推广应用, 在北方碱性土壤加工型马铃薯上具有广阔的应用前景。	成本降低
农化	CN201811525186.7	本发明公开了一种利用酱油厂废液制作液体肥的方法, 属于液体肥制作技术领域, 一种利用酱油厂废液制作液体肥的方法, 包括以下步骤: S1、废液收集; S2、成分检测; S3、成分提取; S4、预混合处理, 将各自提取的有用成分放入混合搅拌罐中; S5、干燥处理, 将得到的促进原剂放入药物处理干燥机中进行干燥处理; S6、二次混合处理, 将干燥所得的改良剂原料投入混合搅拌罐, 加入普通的磷铵溶液混合; S7、终极混合处理, 得到最终改进型液体肥, 本发明可以将酱油废液中的有用成分提取出来并通过特殊的反应, 合成之后应用于甜菜的液体肥中, 作为 <b>甜菜专用液体肥(成本降低)</b> 的改良剂, 大大提升甜菜的含糖量, 从而提升甜菜的食用价值和口感( <b>需求增加</b> )。	成本降低, 需求增加
农化	CN201210443116.3	一种分蘖期水稻植物生长调节剂( <b>成本降低</b> ), 各组分按以下配比制成, 载体为蒸馏水: BR(芸薹素内酯)0.02~0.05ppm、GA3(赤霉素 3)12~25ppm、NAA(萘乙酸)12~25ppm、ABA(脱落酸)2~8ppm、多效唑 1~2ppm、三环唑 200~250ppm、扑虱灵可湿性粉剂 150~200ppm、乙醇 1500ppm、乙醚 800ppm。	成本降低
农化	CN201710935378.4	本发明公开了一种提高小麦粒重的复合调节剂及其应用, 属于植物生长调节剂( <b>成本降低</b> ), 旨在解决小麦生长调节剂成分复杂、非环境友好型、对小麦粒重增重效果不明显的问题。本发明提供的复合调节剂由 220~230 mg/L 茉莉酸甲酯	成本降低

		溶液和 3~6 g/L 磷酸二氢钾溶液组成。将该复合调节剂按照每亩 30~40 公斤的喷适量喷施于 <b>灌浆后期</b> 的小麦叶片上。试验结果表明, 本发明提供的复合调节剂对于提高小麦粒重效果明显, 经济效益显著, 值得广泛推广应用。	
农业生物技术	CN201510201694.X	本发明公开了一种 <b>茶树 miRNA</b> 及其应用, 该茶树 miRNA 的碱基序列如 SEQ ID NO.1 所示。本发明通过 Solexa 高通量测序技术、生物信息学分析等技术, 首次从茶树浙农 139 中鉴定了 miR156 及其前体 Cs-miR156g, 并通过不同氮素处理验证了不同氮素条件下 miR156 的表达差异, 得出儿茶素总量与 miR156 呈显著负相关关系的结论, 证明本发明茶树 miRNA(miR156)及其前体 Cs-miR156g 在调控茶树儿茶素表达中起到重要作用, 茶树 miRNA(miR156)及其前体 Cs-miR156g 的表达可抑制茶树中儿茶素的合成, <b>在优质茶叶品种的培育中(需求增加)</b> 具有潜在应用价值。	需求增加
农业生物技术	CN03128144.3	本发明公开了一种钙调素结合型蛋白激酶基因的制备方法和它在水稻中的应用。其步骤为: A.用 BamHI 酶切已克隆到的钙调素结合蛋白激酶基因; B.将 A 步获得的基因 连接到中间载体 pAHC17 上, 形成 pAHC17-R19(+); C.用 HindIII, EcoRI 双酶切 pAHC17-R19(+), 并连接到同样双酶切的表达载体 pCAMBIA1300 或 pCAMBIA1301 上, 使得钙调素结合蛋白激酶基因置于泛素启动子和 NOS 尾巴之间, 形成可转化或表达的载体; D.将制备的载体转入农杆菌 EHA105, 再导入成熟胚诱导的水稻愈伤组织中; E.筛选阳性植株。本发明的钙调素结合蛋白激酶基因在水稻中的应用。该转基因植物表现晚开花状, 生长期延长, 千粒重增加, 可以 <b>提高单位面积产量(成本降低)</b> 。	成本降低
农业生物技术	CN201110431638.7	本发明涉及稳定酶制剂活性的技术领域, 具体地说是一种 <b>农药降解酶制剂</b> 。农药降解酶制剂由农药降解酶剂、稳定剂、表面活性剂、保护剂和水组成, 其按体积百分比计, 10%-20%的农药降解酶剂、0.1%-0.2%的稳定剂、1%-5%的表面活性剂、30%-80%的保护剂余量为水。本发明制剂在 4℃条件下保存, 6 个月内酶活损失不高于 10%; 在室温下保存, 6 个月内酶活性损失不高于 30%。同时本发明农药降解酶制剂能够 <b>降解有机磷农药残留(需求增加)</b> 。	需求增加
农业生物技术	CN200410096455.4	本发明公开了一种 <b>小麦籽粒硬度相关基因及其编码蛋白与应用</b> , 其目的是提供一种小麦籽粒硬度相关基因及其编码蛋白与其在 <b>小麦籽粒品质改良中的应用(需求增加)</b> 。该小麦籽粒硬度相关基因, 具有下述核苷酸序列之一: 1)序列表中 SEQ ID No: 2 的多核苷酸; 2)编码序列表中 SEQ ID No: 1 多肽序列的 DNA; 3)在高严谨条件下可与序列表中的 SEQ ID No: 2 限定的 DNA 序列杂交的核苷酸序列。同野生型(pinA-D1a/pinB-D1a)相比, pinA-D1a/pinB-D1p 突变型小麦的籽粒硬度有较大提高, 本发明的小麦籽粒硬度相关基因可用于小麦 puroindoline 基因等位变异检测和分子标记辅助育种, 对于优良小麦品种的培育将起到重要作用, 从而满足不同小麦制品的需要。	需求增加

## 附录 V 价格支持政策的“阶梯效应”：其影响是否随粮食

## 支持价格的提高而提高

考虑到粮食最低收购价格的高低在不同年份存在明显差异，其高低可能导致粮食价格支持政策对农业创新产生不同程度的影响。具体而言，粮食价格支持政策的效果与最低收购价格的高低密切相关：当最低收购价格较低时，农业种植者的预期收益较低，其缺乏激励去购买农业创新，这进而使得农业技术创新者进行农业创新的预期收益较低、对未来收益的预期悲观而减少创新投资；反过来，当粮食最低收购价高时，农业种植者的预期收益较高，其更有激励去购买农业创新，这进而使得农业技术创新者进行农业创新的预期收益较高、对未来收益的预期乐观而增加创新投资。

为检验粮食价格支持政策对农业创新的促进作用是否随最低收购价的提高而提高这一“阶梯效应”，我们将粮食最低收购价格的大小作为粮食价格支持政策处理强度的代理变量。具体而言，在价格支持政策实施之前，我们将处理强度设为 0，即不考虑价格支持政策的影响；而在价格支持政策实施后，处理强度则等于各年度的最低收购价格。通过这种方法，我们能够捕捉到不同收购价格水平下，粮食价格支持政策对农业创新的影响，以期揭示在不同价格支持强度下，粮食价格支持政策对农业创新的影响是否存在阶梯效应。下表 V 1 控制最严格第 (6) 列中的结果表明，粮食支持价格越高，其农业创新的促进作用越大。

表 V1 价格支持政策的“阶梯效应”：其影响是否随粮食支持价格的提高而提高

	发明专利申请量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
实施粮食价格支持政策 前后*收购价格 <sup>6</sup>	2.599*** (0.417)	0.263*** (0.081)	0.341** (0.167)	0.736*** (0.097)	0.742*** (0.098)	0.701*** (0.100)
实施粮食价格支持政策前后	-2.375*** (0.505)	-0.099 (0.101)	-0.244 (0.205)	-0.608*** (0.114)	-0.626*** (0.113)	-0.607*** (0.111)
ln(地级市人均 GDP)					-0.148*** (0.047)	0.118*** (0.038)
ln(地级市年末总人口数)					0.320*** (0.077)	0.338*** (0.077)
农村土地承包法 实施前后虚拟变量						0.286*** (0.016)
ln(省级农业税收收入+1)						-0.052*** (0.005)
区域-年交互固定效应	N	Y	Y	Y	Y	Y
作物-年交互固定效应	N	N	Y	Y	Y	Y
城市-作物交互固定效应	N	N	N	Y	Y	Y
样本量	50643	50643	50643	50643	48099	48099
伪 R <sup>2</sup>	0.021	0.378	0.378	0.889	0.889	0.889

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

<sup>6</sup> 对对照组作物中，“收购价格”变量取值为 0。

## 附录 VI 稳健性检验

## 1.政策的内生性讨论

我国主要在粮食主产区省份实施稻谷、小麦最低收购价政策，而粮食主产区省份相比非主产省份在作物产量、财政预算收入、农村居民家庭人均可支配收入、人均 GDP、农业总产值、以及第一产业从业人员占就业总人数的比重方面都可能存在显著差异，这些因素可能既影响粮食价格支持政策的实施，也可能影响农业创新。为此，我们做了如下两个方面的检验：(1) 检验上述基期特征是否影响粮食价格支持政策的实施；(2) 在回归中进一步控制上述基期特征与年份变量的交互项，以控制粮食价格支持政策实施的内生性对估计结果的潜在干扰。

先检验上述基期特征是否影响粮食价格支持政策的实施。借鉴 Lu et al. (2017) 与 蒋灵多等 (2018) 的做法，我们使用基期样本 (2000 年)，估计了上述基期特征是否影响所在省份粮食价格支持政策的实施，即估计如下回归方程：

$$y_{ps} = \alpha + \beta_1 X_{ps} + \beta_2 \gamma_p + \delta_r + \eta_s + \epsilon_{ps} \quad (\text{VII})$$

其中，被解释变量为  $y_{ps}$ ，表示 p 省的 s 作物在样本期间是否实施了价格支持政策的虚拟变量。 $X_{ps}$  为省份-作物基期特征，即省份层面的作物产量的对数；我国在主产区实施最低收购价政策，因此基期作物产量越高的地区越有可能实施最低收购价政策。 $\gamma_p$  为省份层面的基期特征：财政预算收入、农村居民家庭人均可支配收入、人均 GDP 有可能影响最低收购价政策的实施，因此我们加入了省份层面这三个变量的对数；我国实施最低收购价政策的主要导向是保障农民种粮基本收益，因此农业总产值与第一产业从业人员占就业总人数可能影响最低收购价政策的实施，为此我们加入了省份层面的农业总产值的对数、第一产业从业人员占就业总人数比重变量。同时，我们还控制了地区<sup>7</sup>固定效应  $\delta_r$  与作物固定效应  $\eta_s$ ，并将标准误聚类在省份层面。表 VI 1 第 (2) 列的估计结果表明：省份层面该作物产量越高，该省该作物越有可能实施价格支持政策；农业总产值越高的省份，越有可能实施粮食价格支持政策；第一产业人员占就业人员比重越低的省份，越有可能实施粮食价格支持政策。

表 VI 1 影响最低收购价实施的前定变量

	是否实施价格支持政策	
	(1)	(2)
ln(省份层面的作物产量)	0.048*** (0.011)	0.050*** (0.012)
ln(省级财政预算收入)	-0.034 (0.025)	-0.058 (0.036)
ln(省级农村居民家庭人均可支配收入)	0.156 (0.105)	-0.103 (0.156)
ln(省级人均 GDP)	-0.041 (0.045)	-0.060 (0.050)
ln(省级农业总产值)	0.028 (0.027)	0.067* (0.037)
第一产业人员占就业人员比重	-0.0004 (0.002)	-0.006** (0.002)
粮食产区固定效应	N	Y
区域固定效应	Y	N
作物固定效应	Y	Y
样本量	214	214
R <sup>2</sup>	0.416	0.420

<sup>7</sup> 地区分类包括：华中、华北、华东、华南、西北、西南、东北。

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在省份层面的标准误。

再在回归中控制上述基期特征与年份变量的交互项，以控制粮食价格支持政策实施的内生性对估计结果的潜在干扰。继续借鉴 Lu et al. (2017) 与 蒋灵多等 (2018) 的做法，我们进一步在基本回归模型 (1) 中加入基期省份层面作物产量的对数与年份虚拟变量的交互项、基期省级农业总产值的对数与年份虚拟变量的交互项、基期省级第一产业人员占就业人员比重与年份虚拟变量的交互项，以处理最低收购价政策实施中的内生性对估计结果的潜在干扰。表 VI2 第 (1) 列报告了进一步控制基期省级作物产量的对数与年份虚拟变量的交互项之后，重新估计基本模型 (1) 的估计结果，关键解释变量的估计系数为 0.206；第 (2) 列报告了进一步控制基期省级农业总产值的对数与年份虚拟变量的交互项、基期省级第一产业人员占就业人员比重与年份虚拟变量的交互项之后，重新估计基本模型的估计结果，关键解释变量的估计系数为 0.200；同基本模型表 1 第 (6) 列中的 0.212 十分接近，表明最低收购价政策创新效应的估计中不存在明显的内生性问题。

表 VI 2 控制基期变量与年份虚拟变量交互项之后的基准回归结果

	(1)	(2)
	发明专利申请量	
粮食价格支持政策 实施前后虚拟变量	0.206*** (0.046)	0.200*** (0.034)
ln(地级市人均 GDP)	0.098** (0.046)	0.059** (0.023)
ln(地级市年末总人口数)	0.355*** (0.083)	0.283*** (0.082)
农村土地承包法 实施前后虚拟变量	0.257*** (0.021)	0.227*** (0.028)
ln(省级农业税收收入+1)	-0.039*** (0.007)	0.018** (0.008)
ln(基期省级作物产量)*年份虚拟变量	Y	Y
ln(基期省级农业总产值)*年份虚拟变量	N	Y
ln(基期省级第一产业人员占就业人员比重)*年份虚拟变量	N	Y
区域-年交互固定效应	Y	Y
作物-年交互固定效应	Y	Y
城市-作物交互固定效应	Y	Y
样本量	40942	40942
伪 R <sup>2</sup>	0.887	0.891

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

## 2. 检验与处理交错 DID 估计的潜在偏误

本文使用的是双向固定效应 (Two-Way Fixed Effect Estimator, 以下简称 TWFE) 模型, 在政策处理时点交错 (处理时间有早有晚) 时, 使用该模型得到的双重差分估计值是如下三类处理组与对照组之间处理效应的加权平均值: 处理组与从未接受处理的对照组之间 (Treated Group vs. Untreated Group, 处理 vs. 从未处理) 的处理效应、先接受处理者作为处理组与晚接受处理者作为对照组之间 (Early Group vs. Late Group, 先处理 vs. 后处理) 的处理效应、晚接受处理者作为处理组与先接受处理者作为对照组之间 (Late Group vs. Early Group, 后处理 vs. 先处理) 的处理效应。

当处理效应随时间变化时, 如果第 3 种处理效应的权重较大, 就可能使得使用双重差分方法估计出来的该加权平均值出现偏差。为此, 我们借鉴 Goodman-Bacon (2021) 的做法, 做定量的偏误诊断, 表 VI 3 中的诊断结果表明, TWFE 的双重差分估计值 0.237 是不同组别的加权和; 并且, 后处理 vs. 先处理的权重约为 0.005, 接近于 0, 说明这一类处理

组与对照组对估计结果的干扰非常小——事实上表 VI 3 的诊断结果表明源自第一类处理组与对照组的处理效应就已高达 0.236, 同双重差分估计的加权平均值 0.237 的差异非常小。

表 VI 3 Bacon decomposition

双重差分估计的加权平均值	0.237	
三类处理组与对照组	权重	双重差分估计值
处理 vs. 从未处理	0.982	0.236
先处理 vs. 后处理	0.013	0.002
后处理 vs. 先处理	0.005	-0.001

注: vs.前面的为处理组, vs.后面的为对照组。

虽然上述诊断分析表明后处理 vs. 先处理组带来的潜在偏误非常小, 但读者可能仍然关心上述 TWFE 估计结果的稳健性。针对 TWFE 估计中可能出现的问题, 现有文献 (Borusyak et al., 2024; Callaway and Sant'Anna, 2021; Cengiz et al., 2019; De Chaisemartin and D'Haultfœuille, 2020, 2024; Gardner, 2021; Sun and Abraham, 2020) 提出了一系列的稳健估计量。但这些稳健估计量不适用于 Possion 回归 (Behrer, 2023)。为了确保估计结果的稳健性, 参考 Behrer (2023), 我们采用针对可能出现的偏误情形进行一系列稳健性检验。

在理想情况下, 双重差分估计可以通过仅比较处理组与从未接受处理的对照组样本来进行, 这也是 Callaway and Sant'Anna (2021) 提出的估计方法的核心思想。为此, 我们依次保留在同一年份中实施粮食价格支持政策的处理组样本, 将其与从未接受处理的对照组样本进行比较。表 VI 4 第 (1) 列中仅保留了 2008 年实施稻谷价格支持政策的处理组与从未接受处理的对照组样本, 第 (2) 列仅保留了 2004 年实施稻谷价格支持政策的处理组与从未接受处理的对照组样本, 第 (3) 列仅保留了 2006 年实施小麦价格支持政策的处理组与从未接受处理的对照组样本, 这 3 列中的关键解释变量都在 1% 的水平上显著, 且其大小同基本模型表中控制最严格的第 (6) 列中的 0.212 比较接近。

表 VI 4 保留相同处理时间的处理样本

	(1)	(2)	(3)
粮食价格支持政策	0.276***	0.253***	0.210***
实施前后虚拟变量	(0.065)	(0.072)	(0.055)
地级市特征	Y	Y	Y
省份特征	Y	Y	Y
区域-年交互固定效应	Y	Y	Y
作物-年份交互固定效应	Y	Y	Y
城市-作物交互固定效应	Y	Y	Y
样本量	41046	41665	42755
伪 R <sup>2</sup>	0.889	0.888	0.888

注: 地级市特征包括  $\ln(\text{地级市人均 GDP})$  与  $\ln(\text{地级市年末总人口数})$ , 省份特征包括农村土地承包法实施前后虚拟变量与  $\ln(\text{省级农业税收收入}+1)$ 。\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著, 括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

### 3. 改变估计方法: 进行负二项、OLS 与 Tobit 估计

在本文的上述分析中, 我们根据现有文献 (Cohn et al., 2022) 的做法, 使用高维固定效应面板泊松伪最大似然估计作为基本模型, 发现粮食价格支持政策显著地促进了粮食作物的创新。但当被解释变量是计数变量 (例如, 本文的发明专利申请量) 时, 也有文献假设其服从负二项分布 (张杰等, 2017), 或把专利数量转换成连续变量、假设转换后的连续变量服从正态分布进行回归 (李春涛等, 2020), 或考虑到专利数量有较多零值、存在截尾数据的特征, 使用 Tobit 模型进行估计 (李春涛等, 2020; Faleye et al., 2014)。为检验本文估计结果在估计方法上的稳健性, 本小节进行了负二项估计、OLS 估计与 Tobit 估计。表

VI 5 中的估计结果表明, 不管使用哪种估计方法, 关键解释变量的估计系数都在 1% 的水平上显著为正, 这进一步表明粮食价格支持政策显著地促进了农业创新这一结论是稳健的。

表 VI 5 进行负二项、OLS 与 Tobit 估计

	(1)	(2)	(3)
	负二项回归	OLS 回归	Tobit 回归
	<i>Patent</i>	<i>ihp_Patent</i>	<i>ihp_Patent</i>
粮食价格支持政策 实施前后虚拟变量	0.187*** (0.034)	0.218*** (0.046)	0.197*** (0.045)
区域-年交互固定效应	Y	Y	Y
作物-年交互固定效应	Y	Y	Y
城市-作物交互固定效应	Y	Y	Y
样本量	48132	48123	48132

注: 第 (1) 列的被解释变量是作物相关专利数量。第 (2)、(3) 列的被解释变量是作物相关专利数量的反双曲正弦函数 (*ihp\_Patent*), 原因是作物相关专利数据中存在较多的 0 值, 相比直接取对数, 反双曲正弦函数在 0 值处有更好的定义 (Ravallion, 2017)。\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

#### 4. 选择其他模型识别作物创新

本文上述分析中使用基于 BERT 预训练模型的 TextCNN 模型识别了作物相关创新, 为检验本文估计结果在模型上的稳健性, 本小节使用其他模型来识别作物相关创新。具体地, 我们将 BERT 预训练语言模型、双向长短期记忆网络 (BiLSTM, *bidirectional long short-term memory networks*) 和双向门控循环单元 (BiGRU, *bidirectional gated recurrent units*) 集成用于提取文本特征, 并使用全连接层作为分类器来识别作物相关创新。<sup>8</sup> 分类结果如表 VI 6 所示, F1 均值约为 0.928、得分较高, 表明分类结果较为准确。

表 VI 6 BERT\_BiLSTM\_BiGRU 模型的分类型结果

作物专利数量	均值	中位数	最小值	最大值	标准误	Precision	Recall	F1
稻谷	19.44	2	0	959	63.49	0.9377	0.9488	0.9432
小麦	17.57	2	0	969	57.98	0.9091	0.9524	0.9302
高粱	16.50	2	0	900	54.31	0.8930	0.9552	0.9231
马铃薯	16.75	2	0	950	55.08	0.8909	0.9515	0.9202
甜菜	16.30	2	0	924	53.91	0.8915	0.9545	0.9220
甘蔗	16.21	2	0	894	53.30	0.8915	0.9497	0.9197
花生	16.57	2	0	959	54.74	0.8935	0.9507	0.9212
茶叶	16.78	2	0	919	54.83	0.9050	0.9569	0.9302
烟草	16.75	2	0	914	54.86	0.8945	0.9466	0.9198
总	16.99	2	0	969	55.92	0.9073	0.9498	0.9281

注: 基于我国历年专利数据的分类结果。

表 VI 7 进一步报告了使用该新模型识别了作物相关创新之后的逐步回归结果, 估计结果表明, 粮食价格支持政策仍然在 1% 的水平上显著地增加了作物相关发明专利申请量, 且该估计系数 0.193 同基本模型表中控制最严格的第 (3) 列中的 0.212 比较接近, 进一步验证了本文估计结果的可靠性。

<sup>8</sup> 通过将 BERT 嵌入与 BiLSTM 和 BiGRU 相结合, BERT 嵌入发挥了关键作用 (Talaat, 2023)。它能够有效地捕捉词语之间的隐含关系, 并为后续层提供丰富的语义信息。使用 BiLSTM-BiGRU 相较于单独使用它们能够获得更好的结果。这得益于 BiLSTM 和 BiGRU 之间的协同作用, 它们能够相互弥补彼此的不足。BiLSTM 和 BiGRU 分别从两个方向捕获上下文信息, 使得模型能够更好地理解文本的含义。

表 VI 7 选择其他模型识别作物创新

	发明专利申请量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
粮食价格支持政策 实施前后虚拟变量	0.639*** (0.172)	0.218*** (0.018)	0.190*** (0.038)	0.225*** (0.050)	0.214*** (0.048)	0.193*** (0.043)
ln(地级市人均 GDP)					0.157*** (0.050)	0.127*** (0.040)
ln(地级市年末总人口数)					0.364*** (0.078)	0.397*** (0.079)
农村土地承包法 实施前后虚拟变量						0.296*** (0.017)
ln(省级农业税收收入+1)						-0.045*** (0.004)
区域-年交互固定效应	N	Y	Y	Y	Y	Y
作物-年交互固定效应	N	N	Y	Y	Y	Y
城市-作物交互固定效应	N	N	N	Y	Y	Y
样本量	51426	51426	51426	51255	48441	48441
伪 R <sup>2</sup>	0.009	0.375	0.375	0.886	0.885	0.886

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

### 5. 将样本限制为仅包含稻谷和小麦

本文选取稻谷、小麦、高粱、马铃薯、花生、甘蔗、甜菜、烟草、茶叶这 9 种作物样本。为检验本文在作物样本选取上的稳健性，本小节将样本限制在仅包含稻谷与小麦两种作物上，重新估计了基本模型。表 VI 8 的回归结果表明，将样本限制在稻谷和小麦两种作物时，关键解释变量的估计系数从表 1 第 (6) 列中的 0.212 进一步增加至了下表 VI 8 中的 0.303，表明本文估计结果对作物样本的选取稳健。

表 VI 8 将样本限制为仅包含稻谷和小麦

	发明专利申请量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
粮食价格支持政策 实施前后虚拟变量	0.746*** (0.134)	0.193*** (0.047)	0.184*** (0.047)	0.336*** (0.065)	0.325*** (0.063)	0.303*** (0.053)
ln(地级市人均 GDP)					0.112 (0.092)	0.086 (0.074)
ln(地级市年末总人口数)					0.297* (0.166)	0.329** (0.167)
农村土地承包法 实施前后虚拟变量						0.284*** (0.036)
ln(省级农业税收收入+1)						-0.045*** (0.008)
区域-年交互固定效应	N	Y	Y	Y	Y	Y
作物-年交互固定效应	N	N	Y	Y	Y	Y
城市-作物交互固定效应	N	N	N	Y	Y	Y
样本量	11254	11254	11254	11254	10688	10688
伪 R <sup>2</sup>	0.037	0.373	0.374	0.895	0.894	0.894

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

### 6. 处理花生和马铃薯的价格支持政策对估计结果的潜在干扰

考虑到花生和马铃薯存在一些地方性的政策支持，<sup>9</sup> 为了更加严格地处理花生和马铃薯

<sup>9</sup> 但需要明确的是，这些政策并未在全国范围内广泛推行。具体来说，根据作者们查阅资料的情况来看，仅有四川自贡市贡井区五宝镇王家村以“最低保护价+最终收购价”价格收购花生与马铃薯：“自贡贡

薯的价格支持政策对本文估计结果的潜在干扰,我们删除花生与马铃薯这 2 种作物,重新估计了基本模型(1)式。表 VI 9 控制最严格的第(6)列中,关键解释变量的估计系数为 0.218,同基本模型表 1 第(6)列中的 0.212 十分接近,表明花生和马铃薯的价格支持政策等对本文估计结果的潜在干扰较少。

表 VI 9 排除花生与马铃薯样本

	发明专利申请量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
粮食价格支持政策	0.643***	0.225***	0.170***	0.256***	0.246***	0.218***
实施前后虚拟变量	(0.171)	(0.018)	(0.039)	(0.047)	(0.044)	(0.041)
ln(地级市人均 GDP)					0.143**	0.113**
					(0.057)	(0.046)
ln(地级市年末总人口数)					0.315***	0.349***
					(0.086)	(0.087)
农村土地承包法						0.293***
实施前后虚拟变量						(0.018)
ln(省级农业税收收入+1)						-0.051***
						(0.006)
区域-年交互固定效应	N	Y	Y	Y	Y	Y
作物-年交互固定效应	N	N	Y	Y	Y	Y
城市-作物交互固定效应	N	N	N	Y	Y	Y
样本量	39389	39389	39389	39389	37411	37411
伪 R <sup>2</sup>	0.012	0.377	0.377	0.890	0.889	0.890

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

## 7. 处理生产者补贴、保险补贴等政策对估计结果的潜在干扰

考虑到基本模型中可能遗漏了影响农业创新的其他经济政策,结合文献,作者们梳理了样本期间我国的农业生产者补贴、保险补贴等经济政策,如表 VI 10 所示。

表 VI 10 我国农业补贴政策演进

年份	政策
2004	实施农机购置补贴、粮食直补、良种补贴;稻谷、小麦最低收购价政策
2006	取消农业税;实施农资综合补贴
2007	实施农业保险保费补贴
2008	实施玉米、大豆临时收储政策
2014	大豆、棉花临时收储政策改为目标价格制度
2016-2017	将良种补贴、种粮直补和农资综合直补合并为农业支持保护补贴;取消玉米收储政策与调整大豆目标价格改革试点政策,建立玉米与大豆的生产者补贴制度

(1) 进一步控制农业生产者补贴的影响,其估计结果稳健。2004-2006 年我国开始全面实行对种粮农民的直接补贴(以下简称“种粮直补”)、农业生产资料综合补贴(以下简称“农资综合直补”)、农作物良种补贴和农机购置补贴(以下简称“购机补贴”),由此形成了以“四项补贴”为主的农业补贴政策。<sup>10</sup>

**种粮直补政策**是对种粮的农户直接发放补贴。<sup>11</sup> 2002 年中央开始在安徽、吉林、湖南、

井:“花生-土豆”轮作模式在全市推广”, <https://www.sc.chinanews.com.cn/bwbd/2023-04-11/185252.html>, 2025-01-16。

<sup>10</sup> 2016 年将良种补贴、种粮直补和农资综合直补合并为农业支持保护补贴。

<sup>11</sup> 根据《关于进一步完善对种粮农民直接补贴政策的通知》(财建〔2005〕59 号),对种粮农户的补贴方式,粮食主产省、自治区原则上按种粮农户的实际种植面积补贴,如采取其他补贴方式,也要剔除不种粮的因素,尽可能做到与种植面积接近;其他省、自治区、直辖市要结合当地实际选择切实可行的补贴方式;具体补贴方式由省级人民政府根据当地实际情况确定。

湖北、河南、辽宁、内蒙古、江西、河北等部分粮食主产省份选择不同的县区进行试点对不同的种粮直接补贴政策, 2003 年安徽改为在全省范围内进行试点, 2004 年由试点转为在全国全面实施, 2004 年中央一号文件明确“国家从粮食风险基金中拿出部分资金, 用于主产区种粮农民的直接补贴。其他地区也要对本省(区、市)粮食主产县(市)的种粮农民实行直接补贴。”我国于 2006 年出台了**农资综合补贴政策**, 对购买农业生产资料(柴油、化肥、农药、农膜等)的农民进行直接补贴。**良种补贴**是指国家对农民选用优质农作物品种而给予的补贴。<sup>12</sup>我们将同本文相关作物的良种补贴政策梳理在表 VI 11 中。**农机购置补贴政策**自 2004 年起在全国试点推行, 2008 年在全国范围实行, 补贴范围覆盖全国所有农牧业县(场)。

表 VI 11 良种补贴政策

作物	年份	补贴地区
小麦	2003	河北、河南、山东、江苏和安徽
	2005	新增山西、湖北、四川、陕西、甘肃和新疆
	2008	新增内蒙古和宁夏
	2009	扩大至全国范围
稻谷	2004	湖南、湖北、江西、安徽、辽宁、吉林和黑龙江
	2007	新增四川、广西和重庆
	2008	扩大至全国范围
花生	2010	河北、辽宁、吉林、江苏、安徽、江西、山东(含青岛)、河南、湖北、广东、广西、四川
甘蔗	2014	广西
马铃薯	2007	甘肃 <sup>13</sup>
	2009	新增河北、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、湖北、重庆、四川、贵州、云南、陕西、青海、宁夏

考虑到农资综合补贴政策是在全国范围内实施, 种粮直补政策与农机购置补贴政策在较短时间范围内完成试点进而在全国范围内施行, 而基本模型中我们控制了作物固定效应与年份固定效应的交互项, 实质上已经控制了农资综合补贴政策、种粮直补政策与农机购置补贴政策对本文估计结果的影响。为尽量考虑本文估计结果的稳健性, 我们在基本模型中进一步控制了: 良种补贴政策实施前后的虚拟变量; 进一步地, 考虑到地方政府自身财力存在差异, 不同地区的农业补贴标准可能不同(黄少安等, 2019), 我们还控制了省份层面农林水事务支出, 用其作为地方政府财政补贴政策对农业生产支持力度的代理变量。

表 VI 12 报告了进一步控制良种补贴与农林水事务支出之后, 重新估计基本模型的估计结果。表 VI 12 控制最严格的第(6)列中, 关键解释变量的估计系数为 0.187, 同基本模型表 1 第(6)列中的 0.212 接近, 表明农业生产者补贴等政策对本文估计结果的潜在干扰较少。

表 VI 12 进一步控制良种补贴与农林水事务支出的影响

	发明专利申请量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
粮食价格支持政策	0.168**	0.224***	0.172***	0.220***	0.213***	0.187***
实施前后虚拟变量	(0.079)	(0.028)	(0.038)	(0.044)	(0.042)	(0.039)

<sup>12</sup> 农作物良种补贴实施的作物品种有稻谷、小麦、玉米、大豆、棉花、油菜、马铃薯、<sup>12</sup>花生、青稞和杂粮等作物。鉴于玉米、大豆、棉花、油菜、青稞与杂粮不在本文涉及的作物类别中, 我们不将其纳入分析。

<sup>13</sup> 根据《甘肃省财政厅 甘肃省农牧厅关于下达 2007 年马铃薯良种推广补贴项目资金及实施方案的通知》(甘财农〔2007〕183 号)与《甘肃省财政厅 甘肃省农牧厅关于下达 2008 年马铃薯良种推广补贴项目资金及实施方案的通知》(甘财农〔2008〕20 号), 2007 年甘肃试点地区为张掖、武威、庆阳、天水、陇南市、临夏州、会宁县、榆中县、静宁县, 2008 年新增定西、临洮。

良种补贴政策 实施前后虚拟变量	-0.018 (0.066)	-0.001 (0.021)	-0.124*** (0.047)	0.053 (0.057)	0.052 (0.058)	0.035 (0.054)
ln(省级农林水事务支出)	1.063*** (0.018)	0.002 (0.020)	0.014 (0.020)	0.509*** (0.063)	0.487*** (0.062)	0.459*** (0.061)
ln(地级市人均 GDP)					0.124*** (0.042)	0.097*** (0.034)
ln(地级市年末总人口数)					0.312*** (0.077)	0.345*** (0.077)
农村土地承包法 实施前后虚拟变量						0.283*** (0.015)
ln(省级农业税收收入+1)						-0.049*** (0.005)
区域-年	N	Y	Y	Y	Y	Y
作物-年	N	N	Y	Y	Y	Y
城市-作物	N	N	N	Y	Y	Y
样本量	50643	50643	50643	50643	48099	48099
伪 R <sup>2</sup>	0.263	0.377	0.378	0.890	0.889	0.889

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

(2) 进一步控制农业保险补贴的影响，其估计结果稳健。“农业保险补贴”政策，是在农户自愿投保的前提下，国家或地方财政对政策性农业保险的保费进行高比例补贴的政策。农业保险保费补贴可通过提高预期收入和降低收入波动性，促进作物种植面积的增长 (Yu et al., 2018)，并进而影响农业创新。目前我国种植业政策性农业保险主要包括直接物化成本保险、完全成本保险、种植收入保险和农业大灾保险。<sup>14</sup> 鉴于我国完全成本保险与种植收入保险政策自 2018 年起探索试点，<sup>15</sup> 农业大灾保险试点于 2017 年开展，2021 年保留用于过渡，从 2022 年起予以取消。因此，在本文的样本期间，只包含直接物化成本保险，接下来我们进一步控制该农业保险补贴政策对估计结果的潜在干扰。

该农业保险补贴政策的具体演进如下。2007 年我国在吉林、内蒙古、新疆、江苏、四川、湖南 6 个省(区)启动了中央财政农业保险保费补贴试点工作，作物包括玉米、水稻、大豆、小麦和棉花。2008 年起，中央财政将花生纳入中央财政农业保险保费补贴范围，试点范围扩展到 16 个省(区)。2010 年新增马铃薯、青稞，扩展到全国 23 个省(区)。<sup>16</sup> 2012 年将糖料作物纳入中央财政农业保险保费补贴范围，并完成保费补贴的全国性覆盖。<sup>17</sup> 我们将该政策的具体演进过程概括在表 VI 13 中。

表 VI 13 我国的农业保险保费补贴试点政策

年份	作物	试点省份
2007	玉米、水稻、大豆、小麦和棉花	吉林、内蒙古、江苏、湖南、四川、新疆
2008	新增花生	新增河北、辽宁、黑龙江、安徽、山东、河南、湖北、浙江、福建、海南
2009	新增油菜	新增江西
2010	新增马铃薯、青稞	新增山西、广东、云南、甘肃、青海、宁夏
2011		新增广西、贵州、西藏、陕西、重庆

<sup>14</sup> 直接物化成本指化肥、种子、地膜这些生产过程中的直接投入，对这些进行保障的农业保险就是物化成本保险。完全成本保险，即保险金额覆盖直接物化成本、土地成本和人工成本等农业生产总成本的农业保险，保险责任涵盖当地主要的自然灾害、重大病虫害和意外事故等；种植收入保险，即保险金额体现农产品价格和产量，覆盖农业种植收入的农业保险，保险责任涵盖农产品价格、产量波动导致的收入损失。农业大灾保险是一种过渡性的农业保险，仅面向适度规模经营主体，覆盖直接物化成本和土地成本。

<sup>15</sup> 2023 年推广至所有产粮大县，2024 年扩大至全国范围。

<sup>16</sup> 《关于 2010 年度中央财政农业保险保费补贴工作有关事项的通知》(财金 [2010] 49 号)，[https://jrs.mof.gov.cn/zhengcefabu/phjr/202006/t20200602\\_3524610.htm](https://jrs.mof.gov.cn/zhengcefabu/phjr/202006/t20200602_3524610.htm)。

<sup>17</sup> 《关于进一步加大支持力度做好农业保险保费补贴工作的通知》(财金 [2012] 2 号)，[https://www.gov.cn/zwqk/2012-01/30/content\\_2054286.htm](https://www.gov.cn/zwqk/2012-01/30/content_2054286.htm)。

2012	新增甘蔗、甜菜	新增北京、上海、天津
------	---------	------------

在进一步控制了各作物的农业保险保费补贴政策实施前后虚拟变量之后,我们重新估计了基本模型(1)式。表 VI 14 报告了相应的估计结果,控制最严格的第(6)列中,关键解释变量的估计系数为 0.212,同基本模型表 1 第(6)列中的 0.212 完全相同,表明本文的估计结果稳健。

表 VI 14 进一步控制农业保险保费补贴政策的影响

	发明专利申请量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
粮食价格支持政策	0.101	0.242***	0.200***	0.251***	0.241***	0.212***
实施前后虚拟变量	(0.146)	(0.018)	(0.036)	(0.050)	(0.048)	(0.044)
农业保险保费补贴政策	1.109***	-0.044***	-1.521***	-0.211***	-0.213***	-0.195***
实施前后虚拟变量	(0.148)	(0.013)	(0.221)	(0.034)	(0.035)	(0.033)
ln(地级市人均 GDP)					0.147***	0.116***
					(0.052)	(0.042)
ln(地级市年末总人口数)					0.316***	0.350***
					(0.077)	(0.077)
农村土地承包法						0.287***
实施前后虚拟变量						(0.016)
ln(省级农业税收收入+1)						-0.052***
						(0.005)
区域-年交互固定效应	N	Y	Y	Y	Y	Y
作物-年交互固定效应	N	N	Y	Y	Y	Y
城市-作物交互固定效应	N	N	N	Y	Y	Y
样本量	50643	50643	50643	50643	48099	48099
伪 R <sup>2</sup>	0.087	0.378	0.382	0.889	0.889	0.889

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

进一步地,考虑到不同省份对不同作物的保险财政补贴政策可能存在差异,借鉴江生忠等(2022),将样本限制在稻谷和小麦这两种主要粮食作物,将中央财政补贴金额的发放时点作为农业保险财政补贴政策实施的时点,如表 VI 15 所示。

表 VI 15 各省中央财政关于稻谷和小麦的农业保险保费补贴发放时点

	稻谷	小麦
2008	辽宁、吉林、黑龙江、江苏、福建、河南、湖北、湖南、四川、新疆、安徽	河北、内蒙古、黑龙江、江苏、安徽、山东、新疆
2009	浙江、江西、海南	
2010	广东、云南、宁夏	山西、辽宁、青海
2011	广西	河南、陕西、宁夏
2012	河北、重庆、陕西	北京、浙江
2013	北京、天津、内蒙古、上海、贵州	天津、上海
2014		贵州、甘肃
2015		四川
2017	山东	湖北

我们进一步控制中央财政农业保险保费补贴政策,且将样本进行限制在稻谷与小麦两种作物后,重新估计了基本模型(1)式。表 VII 6 的回归结果表明,此时关键解释变量的估计系数从基本模型表 1 第(6)列中的 0.212 进一步增加至了表 16 中的 0.361,进一步表明本文的估计结果在考虑了农业保险补贴政策的实施之后是稳健的。

表 VI 16 将作物限制为稻谷和小麦后进一步控制中央财政农业保险保费补贴政策

	发明专利申请量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
粮食价格支持政策	0.127	0.153***	0.157***	0.396***	0.385***	0.361***

实施前后虚拟变量	(0.108)	(0.041)	(0.041)	(0.073)	(0.070)	(0.058)
农业保险保费补贴政策	1.316***	0.092*	0.068	-0.227***	-0.235***	-0.229***
实施前后虚拟变量	(0.210)	(0.052)	(0.056)	(0.080)	(0.082)	(0.081)
ln(地级市人均 GDP)					0.136*	0.112*
					(0.079)	(0.064)
ln(地级市年末总人口数)					0.313*	0.343**
					(0.168)	(0.169)
农村土地承包法						0.281***
实施前后虚拟变量						(0.038)
ln(省级农业税收收入+1)						-0.043***
						(0.008)
区域-年交互固定效应	N	Y	Y	Y	Y	Y
作物-年交互固定效应	N	N	Y	Y	Y	Y
城市-作物交互固定效应	N	N	N	Y	Y	Y
样本量	11254	11254	11254	11254	10688	10688
伪 R <sup>2</sup>	0.126	0.374	0.374	0.895	0.894	0.895

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

表 VI 10 表明，样本期间，我国针对玉米、大豆、棉花还实施了相关农业政策，但这些作物未包含在本文估计的样本中，故不会对我们的估计结果产生影响。如表 VI 10 所示，样本期间我国的农业生产者补贴政策主要针对玉米、大豆，而二者并未包含在本文的估计样本中。具体而言，在 2016-2017 年我国相继取消玉米收储政策与调整大豆目标价格改革试点政策后，2016 年我国发布《财政部关于建立玉米生产者补贴制度的实施意见》(财建〔2016〕869 号)，2017 年发布《关于调整完善玉米和大豆补贴政策的通知》(财建〔2017〕118 号)，在内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江省(自治区)建立玉米与大豆的生产者补贴制度，根据播种面积或产量确定补贴金额。考虑到本文所分析的作物类别并不包含玉米与大豆这 2 种作物，玉米与大豆的生产者补贴政策对本文研究粮食价格支持政策对创新的影响基本不会产生影响。

在研究中进一步控制上述农业相关政策之后，本文的研究更加严谨和可信。同时，上述分析结果也表明，在进一步控制这些农业相关政策之后，我们的估计结果仍然稳健。

## 8. 使用平衡面板数据重新估计基本模型

为了进一步检验上述估计结果是否对于数据结构的平衡性稳健，我们使用平衡面板数据重新估计了基本模型(1)式，发现估计结果十分稳健。具体地，首先，我们删除了原数据中“人均 GDP 和年末总人口数”变量缺失值大于 10 个的 13 个地级市，共得到 286 个地级市(或直辖市)。然后，对于这些缺失值较少的地级市(或直辖市)，我们将其“人均 GDP 和年末总人口数”变量缺失的观测值使用其最近年份的非缺失值替代，在此基础上得到包含 48906(=286\*9\*19)个观测值的平衡面板数据。最后，我们使用该平衡面板数据重新估计了基本模型(1)式，相应的估计结果如下表 VI 17 所示。表 VI 17 中控制最严格的第(6)列中，关键解释变量的系数为 0.213，同基本模型表 1 中第(6)列的 0.212 十分接近，表明使用平衡面板数据并不影响本文的估计结果。

表 VI 17 基本模型：平衡面板数据

	发明专利申请量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
粮食价格支持政策	0.607***	0.221***	0.164***	0.251***	0.240***	0.213***
实施前后虚拟变量	(0.171)	(0.017)	(0.039)	(0.045)	(0.043)	(0.040)
ln(地级市人均 GDP)					0.153***	0.119***
					(0.053)	(0.041)
ln(地级市年末总人口数)					0.316***	0.350***
					(0.076)	(0.076)
农村土地承包法						0.297***

实施前后虚拟变量						(0.016)
ln(省级农业税收收入+1)						-0.051*** (0.005)
区域-年交互固定效应	N	Y	Y	Y	Y	Y
作物-年交互固定效应	N	N	Y	Y	Y	Y
城市-作物交互固定效应	N	N	N	Y	Y	Y
样本量	48906	48906	48906	48906	48906	48906
伪 R <sup>2</sup>	0.009	0.376	0.376	0.889	0.889	0.890

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

## 9. 改变区域划分方法

按照现有文献的做法(杜蓉等, 2023; 邓宗兵等, 2013; 付宏等, 2013), 本文将 31 个省份按照农作物耕作规律与自然地理条件划分为七大区域: 华东地区(上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东)、华南地区(广东、广西、海南)、华中地区(河南、湖北、湖南)、华北地区(北京、天津、河北、山西、内蒙古)、西北地区(陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆)、西南地区(重庆、四川、云南、贵州、西藏)、东北地区(黑龙江、吉林、辽宁)。因此, 本文中的大区域由省份构成、省份又由地级市构成。在此基础上, 本文控制了七大区域固定效应与年份固定效应的交互项、9 种作物固定效应与年份固定效应的交互项、298 个地级市(或直辖市)固定效应与年份固定效应的交互项。

考虑到《中国农村住户调查年鉴》、《中国经济年鉴》对七大区域的划分在华东、华东、华北地区存在细微的差异: 福建可能被视为华东或华南, 江西可能被归入华东或华中, 山东可能被归入华中或华北。为进一步检验本文估计结果对区域划分方法的稳健性, 我们将这三个省份(福建、江西、山东)从原样本删除后, 重新估计了基本模型(1)式, 相应的估计结果如下表 VI 18 所示。表 VI 18 中控制最严格的第(3)列中, 关键解释变量的系数为 0.192, 同基本模型表 1 中第(6)列的 0.212 十分接近, 表明本文的估计结果对于区域的划分方法是稳健的。

表 VI 18 改变区域划分方法: 删除福建、江西、山东 3 省

	发明专利申请量		
	(1)	(2)	(3)
粮食价格支持政策	0.267***	0.261***	0.192***
实施前后虚拟变量	(0.059)	(0.057)	(0.052)
ln(地级市人均 GDP)		0.095**	0.058
		(0.049)	(0.037)
ln(地级市年末总人口数)		0.340***	0.366***
		(0.076)	(0.077)
农村土地承包法			0.303***
实施前后虚拟变量			(0.015)
ln(省级农业税收收入+1)			-0.071***
			(0.006)
区域-年交互固定效应	Y	Y	Y
作物-年交互固定效应	Y	Y	Y
城市-作物交互固定效应	Y	Y	Y
样本量	44316	41772	41772
伪 R <sup>2</sup>	0.892	0.892	0.893

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

## 10. 控制地级市人均 GDP 的平方项

考虑到地级市人均 GDP 对粮食需求(进而对农业创新)的影响可能是非线性的; 为此, 我们在基本模型中进一步控制了地级市人均 GDP 的对数的平方项, 以有效捕捉地级市人均

GDP 对粮食需求（进而对农业创新）的非线性影响，进而使我们的模型能够更准确地反映出在不同经济水平下，粮食需求（进而农业创新）的变化。这种处理方式能够较好地揭示经济发展与粮食需求（进而农业创新）之间的复杂互动关系，避免了过于简化的线性假设可能带来的估计偏误。如下表 VI19 控制最严格的第（3）列所示，估计结果同推断一致：地级市人均 GDP 对农业创新的影响确实是非线性的，此时地级市人均 GDP 对数的一次项为正、二次项为负。同时，表 VI 19 中控制最严格的第（3）列中，关键解释变量的系数为 0.197，同基本模型表 1 中控制最严格的第（6）列的 0.212 十分接近，表明控制地级市人均 GDP 对农业创新的非线性影响不影响本文的估计结果。

表 VI 19 控制地级市人均 GDP 的平方项

	发明专利申请量		
	(1)	(2)	(3)
粮食价格支持政策	0.398***	0.290***	0.197***
实施前后虚拟变量	(0.075)	(0.064)	(0.039)
ln(地级市人均 GDP)	2.458***	-0.005	2.905***
	(0.623)	(0.639)	(0.393)
ln(地级市人均 GDP) 的平方	-0.033	0.078***	-0.153***
	(0.029)	(0.029)	(0.017)
ln(地级市年末总人口数)		1.286***	0.503***
		(0.021)	(0.081)
农村土地承包法		0.082***	0.262***
实施前后虚拟变量		(0.013)	(0.019)
ln(省级农业税收收入+1)		-0.029***	-0.043***
		(0.005)	(0.005)
区域-年交互固定效应	N	N	Y
作物-年交互固定效应	N	N	Y
城市-作物交互固定效应	N	N	Y
样本量	49968	48132	48099
伪 R <sup>2</sup>	0.485	0.706	0.890

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

## 11. 将样本扩展至 2023 年

在本文的上述分析中，我们仅使用了 2000-2018 年数据，主要是出于如下三方面的考虑。一是考虑到 2019 年爆发的中美贸易摩擦可能干扰估计结果，故未使用 2019 年的数据。2019 年爆发了中美贸易摩擦，其可能对我国国内粮食市场产生影响，并进而在一定程度上干扰研究本文的研究结论，故基本模型未使用 2019 年数据。二是考虑到 2020 至 2022 年爆发了影响全球各国的新冠疫情，其不可避免地对我国经济的各个方面（包括粮食市场与农业创新等）产生了深远影响，为了避免新冠疫情对估计结果的潜在干扰，故基本模型未使用 2020 至 2022 年的数据。三是考虑到专利数据从申请到公开的时滞，基本模型未使用 2022 至 2024 年数据。现实中，专利从申请到公开需要一段时间，通常发明专利从申请到公开的平均时滞为 1 年至 3 年不等（陈强远等，2020；王班班与齐绍洲，2016）。因此，虽然将专利数据更新至 2022 或 2023 年在现实中可行，但最近年份部分较新的专利尚未公开，可能导致 2022 至 2024 年的专利数据较少，从而低估最近年份的专利，并使得粮食价格支持政策的创新效应被低估。

考虑到将样本区间扩充至近些年份，有助于增加粮食价格支持政策经济影响的时效性。因此，我们将专利数据和其他统计数据更新至 2023 年，并重新估计了基本模型（1）式，相应的估计结果如下表 VI 20 所示。表 VI 20 中控制最严格的第（6）列中，关键解释变量的系数为 0.164，相比基本模型表 1 中第（6）列的 0.212 有所减少，但仍然在 1%的水平上显著为正，表明本文的估计结果对扩充样本区间稳健。如上一段所述，关键解释变量的估

计值在扩充样本至 2023 年之后有所减少的原因可能在于：专利数据从申请到公开存在 1 至 3 年的时滞，这低估了近年来的专利数量。

表 VI 20 将样本扩展至 2023 年

	发明专利申请量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
粮食价格支持政策 实施前后虚拟变量	0.566*** (0.118)	0.191*** (0.018)	0.127*** (0.035)	0.202*** (0.050)	0.198*** (0.048)	0.164*** (0.042)
ln(地级市人均 GDP)					0.065*** (0.020)	0.051*** (0.018)
ln(地级市年末总人口数)					0.611*** (0.085)	0.640*** (0.084)
农村土地承包法 实施前后虚拟变量						0.345*** (0.018)
ln(省级农业税收收入+1)						-0.053*** (0.004)
区域-年交互固定效应	N	Y	Y	Y	Y	Y
作物-年交互固定效应	N	N	Y	Y	Y	Y
城市-作物交互固定效应	N	N	N	Y	Y	Y
样本量	68013	68013	68013	68013	61065	61065
伪 R <sup>2</sup>	0.008	0.342	0.342	0.883	0.883	0.884

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

## 12. 控制生产区、产销平衡区和销区的影响

2003 年至 2004 年我国以粮食总产量、人均粮食产量、商品粮库存等为指标确立粮食生产布局，<sup>18</sup> 将 31 个省份划分为粮食主产区、产销平衡区和主销区，其中：粮食主销区包括北京、天津、上海、浙江、福建、广东、海南 7 个省（市）；粮食主产区包括吉林、黑龙江、辽宁、内蒙古、山东、四川、湖北、湖南、河北、河南、安徽、江西、江苏 13 个省（区）；其他省份为平衡区。考虑到国家对粮食主产区稻谷、小麦实行最低收购价政策，在评估最低收购价政策对农业创新的影响时，区域的粮食生产定位可能干扰本文的估计结果。

为此，我们进一步控制了主产区、产销平衡区和销区这三个虚拟变量与年份的交互固定效应，以控制生产区、产销平衡区和销区对估计结果的潜在干扰，从而增强了因果识别的准确性。表 VI 21 报告了进一步控制上述交互固定效应之后，重新估计基本模型的估计结果。表 VI 21 控制最严格的第（6）列中，关键解释变量的估计系数为 0.188，同表 1 第（6）列中的 0.212 十分接近，表明粮食生产的主产区、产销平衡区和主销区的变化对本文估计结果的潜在干扰较小。

表 VI 21 进一步控制主产区、产销平衡区和销区 3 个虚拟变量与年份的交互固定效应

	发明专利申请量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
粮食价格支持政策 实施前后虚拟变量	0.634*** (0.171)	0.382*** (0.048)	0.418*** (0.087)	0.173** (0.071)	0.160** (0.067)	0.188*** (0.061)
ln(地级市人均 GDP)					0.313*** (0.063)	0.300*** (0.058)
ln(地级市年末总人口数)					0.918*** (0.085)	0.917*** (0.087)
农村土地承包法 实施前后虚拟变量						0.170*** (0.023)

<sup>18</sup> 中华人民共和国农业农村部，[http://www.moa.gov.cn/ztlz/ymksn/jjrbbd/202308/t20230803\\_6433429.htm](http://www.moa.gov.cn/ztlz/ymksn/jjrbbd/202308/t20230803_6433429.htm)。

ln (省级农业税收收入+1)						-0.049*** (0.008)
产区-年	N	Y	Y	Y	Y	Y
作物-年	N	N	Y	Y	Y	Y
城市-作物	N	N	N	Y	Y	Y
样本量	50643	50643	50643	50643	48099	48099
伪 R <sup>2</sup>	0.009	0.341	0.342	0.882	0.882	0.883

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

## 附录 VII 机制的进一步检验

## 1. 市场需求诱导的技术创新效应的进一步检验

本文上述基于市场需求诱导的技术创新效应的分析还推断：“粮食价格支持政策的实施对农户进行农业创新的影响应该非常小，粮食价格支持政策应该主要促进了非农户的农业创新”。本小节，我们将通过分样本的方式检验这一推断。为检验这一推断，我们首先需要判断哪些农业创新是农户供给的。专利数据中并没有关于什么专利是农户申请的直接信息，但每一条专利都给出了申请人的详细地址及其类型（个人、企业、大专院校、机关团体等）。因此，基于专利申请人的地址信息，结合高德地图 API 可以获得个人申请人所在经纬度，再结合全球（包括中国）城市边界（Global Urban Boundary-GUB）数据集（Li et al., 2020）即可知道个人申请人是否位于农村地区。<sup>19</sup>现实中，农户主要居住在农村地区，因而我们可以比较合理地假设来自农村地区的农业发明专利申请人主要为农户。发现在本文的样本中，来自农户的农业发明专利申请量占总样本农业发明专利申请量的比例仅为约 7.2%；农业创新主要是由私人部门（企业与非农个人）和公共部门（大专院校、科研机构与机关团体）进行的，其占比约 92.8%。这一事实符合我国当前农业创新的现实格局，即在农业专利申请中，企业、大专院校、科研机构与非农个人是主力军，而农户受限于资金、知识和技术积累，创新行为有限；这一事实也同现有文献（Liu et al., 2014）的发现一致。

在此基础上，通过将全样本划分为来自农户与非农户的农业发明专利申请量两个子样本，并估计正文中的回归方程（1）式。表 VII 1 中的估计结果表明：同我们的理论推断一致，最低收购价政策对农户申请的发明专利数量的影响很小（估计系数为 0.045）且在统计上不显著，而粮食价格支持政策对非农户申请的发明专利数量的影响较大（估计系数为 0.226）且在 1%的水平上显著为正。

表 VII 1 粮食价格支持政策对农户与非农户申请的农业发明专利的影响

	(1)	(2)
	农户申请者	非农户申请者
	发明专利申请量	
粮食价格支持政策	0.045	0.226***
实施前后虚拟变量	(0.138)	(0.044)
ln(地级市人均 GDP)	0.482***	0.097**
	(0.039)	(0.043)
ln(地级市年末总人口数)	1.029***	0.311***
	(0.135)	(0.077)
农村土地承包法	0.369***	0.295***
实施前后虚拟变量	(0.027)	(0.017)

<sup>19</sup> 其具体判定方法可分为如下三步。

第一步，获取个人专利申请人地址的经纬度信息。将原始专利数据中的“申请人地址”字段进行标准化清洗后，调用高德地图的应用程序接口（API），获取每条地址对应的经纬度坐标。高德 API 返回的坐标系为国家规定的加密坐标系（GCJ-02）。

第二步，坐标转换与空间匹配。用于判定城乡属性的城市建成区边界数据采用 WGS 84 地理坐标系（EPSG:4326）（Li et al., 2020）。为统一空间参考系统，需将高德 API 返回的 GCJ-02 坐标转换为 WGS 84 坐标。完成坐标转换后，将各地址点与全球（包括中国）城市建成区边界矢量数据进行空间叠加，判断每个点是否落入中国的某一建成区中。

第三步，基于建成区面积判定城乡属性。建成区边界数据包含字段 `urbanArea`，表示对应边界内的建成区面积。该变量分布呈现高度右偏，中位数为 2.31，75%分位数为 5.25。本文采用 5.25 作为阈值划分城乡属性：若地址点落入某一建成区中，且该区域的建成区面积  $\geq 5.25$ ，则判定为城市地址；若建成区面积  $< 5.25$  或地址点未落入任何城市建成区中，则判定为农村地址。根据这样的方式，实质上会高估农村地区申请的专利数量，得到一个更加保守可靠的估计值。

ln(省级农业税收收入)	0.075*** (0.008)	-0.063*** (0.005)
区域-年交互固定效应	Y	Y
作物-年交互固定效应	Y	Y
城市-作物交互固定效应	Y	Y
样本量	46617	47966
伪 R <sup>2</sup>	0.562	0.893

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

为进一步检验市场规模效应的可靠性，我们估计了粮食价格支持政策对不同农业主体类型（如科研机构和企业、个人）差异性影响。逻辑上，企业与个人的创新活动通常是为了追求利润、更具市场导向性，因而更容易受到价格信号的引导（Zhang and Nie, 2021）。相比之下，科研机构和高校的创新可能更多受到财政支持或职称评定的驱动，而未必完全受到市场需求的引导。为此，我们推断，粮食价格支持政策对前者农业创新的正向影响，比该政策对后者的正向影响会更大。因此，我们将进一步检验，粮食价格支持政策下企业与个人更有激励进行创新，以响应粮食市场规模的扩大以及市场对粮食创新需求的增加。为检验这一推断，我们将专利数据加总至“地级市-作物-申请人类别-年份”层面，其中申请人类别包括“企业或个人”与“非企业个人”<sup>20</sup>两个类别。具体地，我们估计如下回归方程：

$$E(N_{cist} | Policy_{pst} \cdot Firm_i, Policy_{pst}, X_{ct}, Reform_{pt}, Tax_{pt}, \kappa_i, \eta_{cs}, \gamma_{st}, \delta_{rt}) \\ = \exp(\alpha + \beta \cdot Policy_{pst} \cdot Firm_i + \rho \cdot Policy_{pst} + \gamma \cdot X_{ct} + \delta \cdot Reform_{pt} + \theta \cdot Tax_{pt} + \kappa_i \\ + \eta_{cs} + \gamma_{st} + \delta_{rt}) \quad (VIII)$$

其中，i 表示申请人类别，包括“企业或个人”与“非企业个人”两个类别；被解释变量为  $N_{cist}$ ，表示 c 地级市 i 申请人在 s 作物上 t 年的发明专利申请数量。关键解释变量  $Policy_{pst} \cdot Firm_i$  为之前的交互项“实施粮食价格支持政策前后的虚拟变量”与“是否企业或个人申请人”虚拟变量  $Firm_i$  二者的三次交互项，同时我们控制之前的交互项“实施粮食价格支持政策前后的虚拟变量”，并控制了申请人类别固定效应，其余控制变量同（1）式相同。

表 VII 2 中的估计结果显示，我们关心的三次交互项系数为正且显著，表明相比高校科研机关等单位，粮食价格支持政策对企业与个人的创新激励更强，二次交互项不显著，表明价格支持政策对非企业与非个人的粮食创新没有显著的影响。该估计结果从一个新的角度支持了本文的市场规模效应。

表 VII 2 是否粮食价格支持政策对企业与个人的创新激励更强？

	发明专利申请量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
粮食价格支持政策× 是否企业或个人申请人	0.203*** (0.058)	0.203*** (0.058)	0.203*** (0.058)	0.203*** (0.058)	0.200*** (0.058)	0.200*** (0.058)
粮食价格支持政策 实施前后虚拟变量	0.480*** (0.144)	0.070** (0.036)	0.016 (0.034)	0.097* (0.055)	0.089* (0.054)	0.061 (0.052)
ln(地级市人均 GDP)					0.147*** (0.051)	0.116*** (0.041)
ln(地级市年末总人口数)					0.318*** (0.076)	0.352*** (0.077)
农村土地承包法 实施前后虚拟变量						0.296*** (0.016)
ln(省级农业税收收入+1)						-0.051*** (0.005)
是否企业或个人申请人	Y	Y	Y	Y	Y	Y
区域-年交互固定效应	N	Y	Y	Y	Y	Y
作物-年交互固定效应	N	N	Y	Y	Y	Y

<sup>20</sup> 非企业个人的申请人类别包含大专院校、科研单位、机关团体及其他申请人。

城市-作物交互固定效应	N	N	N	Y	Y	Y
样本量	101286	101286	101286	101286	96216	96216
伪 R <sup>2</sup>	0.065	0.380	0.380	0.817	0.815	0.816

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

## 2. 降低作物投资中的不确定性的进一步检验

我们还从企业投资的扩展边际角度，检验了价格支持政策促进作物相关新企业进入市场的影响。

Marcus (1981) 与 Bhattacharya et al. (2017) 提出了“不确定性假说”(uncertainty hypothesis)：如果投资不是完全可逆的，在面临不确定性(包括市场不确定性)时企业投资会变得谨慎，因为不确定性提高了延迟投资的期权价值——企业可以等到不确定性降低或市场环境改善时再投资(Dixit and Pindyck, 1994)；而设立新企业是对未知的探索、涉及大量不可逆的投资，故面临不确定性时，延迟设立新企业的期权价值更大，即新设立的企业数量会更少。简而言之，该假说认为不确定性会阻碍新企业进入市场。一些实证研究使用不同数据对该假说进行了检验，并得到了同该理论推断一致的结论：Campa (1993) 基于美国数据发现，实际汇率波动带来的不确定性显著地降低了进入美国市场的外资企业数量；Cui and Li (2023) 以中国加入 WTO 获得永久性正常贸易关系带来的贸易政策不确定性作为研究对象，发现行业层面贸易政策不确定性程度的下降，显著地增加了行业中新企业的进入率。

考虑到新企业数量的零值较多，作物种植新企业数量的 0 值占比为 66.78%，这可能会影响本文的估计结果。因此参考现有文献(Cui and li, 2023)的做法，我们使用作物种植新企业数量占该年 6 种作物种植新企业数量的比例作为被解释变量进行回归分析，以控制被解释变量零值较多与剔除粮食价格支持政策以外的促进所有作物种植新企业成立的那些不可观测因素的影响(齐绍洲等, 2018; Popp, 2022)。进一步考虑到此时被解释变量是一个比例变量，观测值位于[0, 1]区间内，我们采用比例模型进行如下估计：

$$E(Firm\_ratio_{cst}|Policy_{pst}, X_{ct}, Reform_{pt}, Tax_{pt}, \gamma_{st}, \delta_{rt}, \eta_{cs}) = G(\alpha + \beta Policy_{pst} + X_{ct} + Reform_{pt} + Tax_{pt} + \gamma_{st} + \delta_{rt} + \eta_{cs}) \quad (VII2)$$

其中，被解释变量为  $Firm\_ratio$ ，表示 c 地级市 t 年新成立的 s 作物下的企业数量占同年 6 种作物种植新企业数量的比例；其他变量的控制与含义与回归方程(1)相同。

表 VII 3 报告了累积分布函数  $G(\cdot)$  依次为 logit、probit 连接函数的平均边际效应。不管使用哪种累积分布函数，粮食价格支持政策对作物种植新企业数量占比的平均边际效应的系数都显著为正，这意味着，粮食最低收购价政策的实施确实降低了作物投资中的不确定性。并且，不同回归模型中估计系数的大小比较接近，约为 3.5%至 4.1%。表明平均而言，实施粮食价格支持政策会使该地级市的作物种植新企业数量占比增加 3.5%至 4.1%，占样本期间作物种植新企业数量占比均值的比例约为 20.96%至 24.55% ( $\frac{0.035}{0.167} \approx 20.96\%$ ,  $\frac{0.041}{0.167} \approx 24.55\%$ )，其经济意义显著性较为合理。

表 VII 3 粮食价格支持政策对作物种植相关新企业进入率的影响

	(1)	(2)
	作物种植相关企业进入率	
	logit	probit
粮食价格支持政策	0.035*	0.041**
实施前后虚拟变量	(0.020)	(0.018)
ln(地级市人均 GDP)	0.005	0.005
	(0.011)	(0.010)

ln(地级市年末总人口数)	0.002 (0.034)	-0.002 (0.031)
农村土地承包法 实施前后虚拟变量	0.004 (0.007)	0.004 (0.007)
ln(省级农业税收收入+1)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
区域-年交互固定效应	Y	Y
作物-年交互固定效应	Y	Y
城市-作物交互固定效应	Y	Y
样本量	21804	21804
伪 R <sup>2</sup>	0.422	0.419

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

## 附录 VIII 价格支持政策对高质量需求增加型农业创新的

## 正向影响更大

上述关于粮食价格支持政策对需求增加型农业创新者生产者剩余的影响较小是建立在, 进行需求增加型农业创新之后, 市场需求所决定的均衡价格仍然在最低收购价之下这一暗含的假设之下的; 这一假设在农业需求增加型创新的质量较低、进而需求增加幅度较小时, 更容易成立。而当农业需求增加型创新的质量较高、进而需求增加幅度较大时, 市场需求所决定的均衡价格可能高于最低收购价的; 此时, 需求增加型创新者的生产者剩余增加较多, 进而其更有激励进行需求增加型农业创新。即, 相比对低质量需求增加型农业创新的影响, 价格支持政策对高质量需求增加型农业创新的正向影响更大。

具体地, 借鉴现有文献的做法, 我们根据专利的被引用次数来度量专利的质量 (Hall et al., 2005; 寇宗来和刘学悦, 2020), 我们根据作物-年份层面的作物创新被引次数中位数, 将被引用次数大于该中位数的专利记为高质量创新、将被引用次数低于该中位数的专利记为低质量创新。在此基础上, 我们依次使用低质量专利样本与高质量专利样本, 估计了 (3) 式, 相应的结果依次报告在表 VIII 1 与表 VIII 2 中。表 VIII 1 控制最严格的第 (3) 列中的估计系数表明, 价格支持政策对低质量农业需求增加型农业创新的影响接近于 0 (约为  $-0.02 = -0.293 + 0.291$ ); 而表 VIII 2 中控制最严格的第 (3) 列中的估计系数表明, 价格支持政策对高质量农业需求创新的正向影响约为 2.7% ( $2.7\% = -0.154 + 0.181$ )。这些估计结果表明, 同逻辑推断一致: 相比对低质量需求增加型农业创新的影响, 价格支持政策对高质量需求增加型农业创新的正向影响确实更大。

表 VIII 1 最低收购价对低质量需求增加型创新的影响

	低质量发明专利申请数量		
	(1)	(2)	(3)
实施粮食价格支持政策前后	-0.292***	-0.293***	-0.293***
*是否为低质量需求增加型创新	(0.064)	(0.063)	(0.063)
实施粮食价格支持政策前后	0.321***	0.314***	0.291***
	(0.060)	(0.059)	(0.055)
是否实施粮食价格支持政策	0.339***	0.338***	0.338***
*是否为低质量需求增加型创新	(0.058)	(0.057)	(0.057)
地级市特征	N	Y	Y
省份特征	N	N	Y
区域-年交互固定效应	Y	Y	Y
作物-年交互固定效应	Y	Y	Y
城市-作物交互固定效应	Y	Y	Y
创新类别	Y	Y	Y
样本量	100944	96216	96216
伪 R <sup>2</sup>	0.856	0.855	0.856

注: 地级市特征包括  $\ln(\text{地级市人均 GDP})$  与  $\ln(\text{地级市年末总人口数})$ , 省份特征包括农村土地承包法实施前后虚拟变量与  $\ln(\text{省级农业税收收入}+1)$ 。\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著, 括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

表 VIII 2 最低收购价政策对高质量需求增加型创新的影响

	高质量发明专利申请数量		
	(1)	(2)	(3)
实施粮食价格支持政策前后	-0.154**	-0.154**	-0.154**
*是否为高质量需求增加型创新	(0.073)	(0.073)	(0.073)
实施粮食价格支持政策前后	0.215***	0.203***	0.181***
	(0.052)	(0.049)	(0.043)

是否实施粮食价格支持政策	0.257***	0.256***	0.256***
*是否为高质量需求增加型创新	(0.059)	(0.059)	(0.059)
地级市特征	N	Y	Y
省份特征	N	N	Y
区域-年交互固定效应	Y	Y	Y
作物-年交互固定效应	Y	Y	Y
城市-作物交互固定效应	Y	Y	Y
创新类别	Y	Y	Y
样本量	100924	95848	95848
伪 R <sup>2</sup>	0.830	0.829	0.829

注：地级市特征包括  $\ln(\text{地级市人均 GDP})$  与  $\ln(\text{地级市年末总人口数})$ ，省份特征包括农村土地承包法实施前后虚拟变量与  $\ln(\text{省级农业税收收入}+1)$ 。\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，括号内为聚类在作物-年份层面的标准误。

### 附录 IX 附图及附表

图 A1 绘制了两种粮食作物在不同省份的政策处理时点。

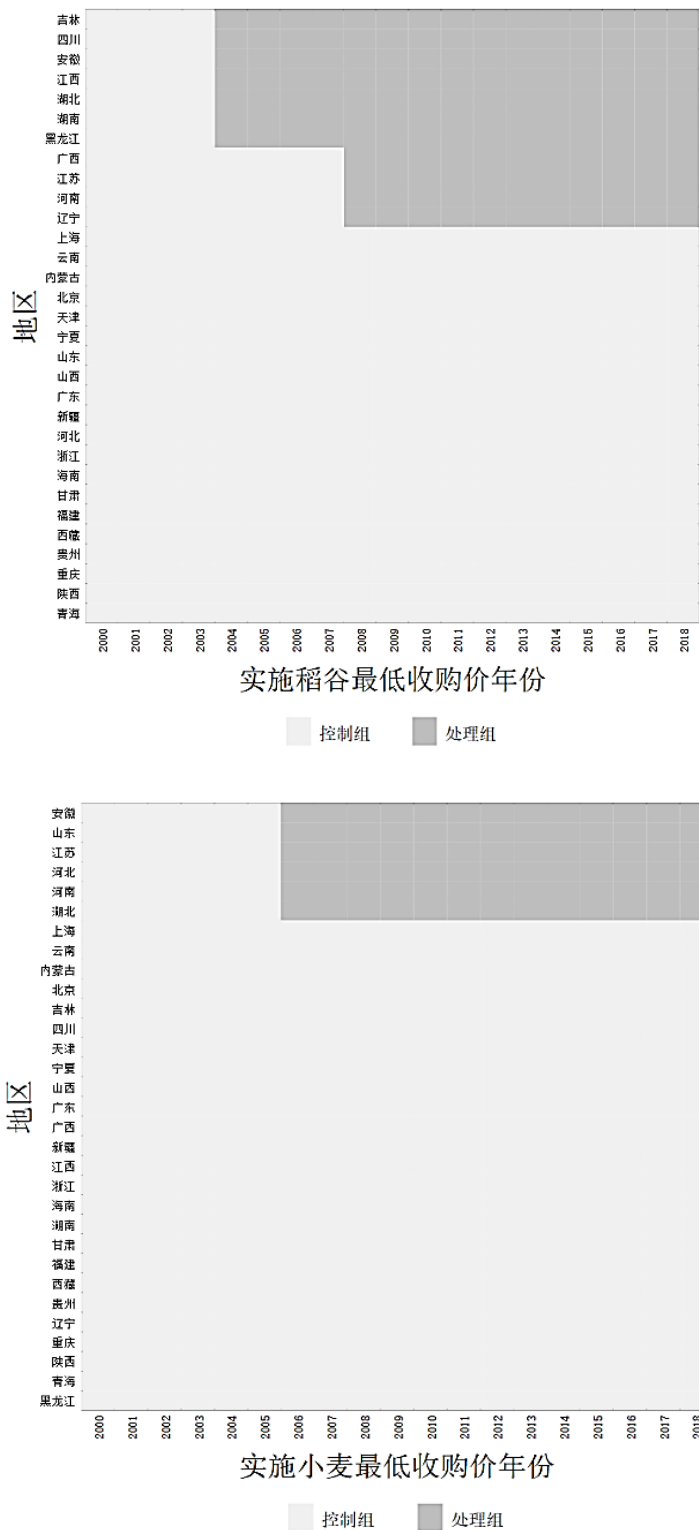


图 A1 粮食最低收购价政策处理时点图

图 A2 给出了我国 2004 年至 2018 年的粮食最低收购价。

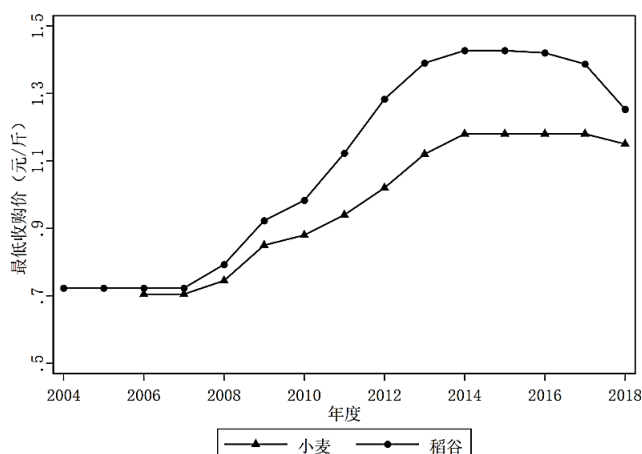


图 A2 我国 2004-2018 年稻谷与小麦的最低收购价<sup>21</sup>

表 A1 农业发明专利范围

种植业	农化	农业生物技术
传统农业、林业(整地、种植、播种、施肥、收获、割草、脱粒、储藏、新植物的获得)	消灭有害动物或有害植物用的装置; 杀生剂, 害虫驱避剂或引诱剂, 植物生长调节剂; 植保方法和设备; 有机化学中用于植保的潜在成分 肥料; 肥料制造	用于转基因的潜在核酸和肽; DNA 重组方法; 核酸和蛋白测定或检验方法; 微生物繁殖、保藏或维持; 合成、分离、纯化目标化合物; 利用酶或微生物的测定或检验方法; 酶、微生物在农业上的应用

表 A2 报告了相关变量的描述性统计。样本中每年每个地级市作物发明专利的均值约为 18 个, 约 6.2% 的观测值接受了处理。

表 A2 变量的描述统计

变量名称	单位	观测数	均值	最小值	最大值	标准差
Panel A 地级市-作物-年份层面						
作物申请专利量 ( $N_{cst}$ )	个	50643	17.897	0	1022	58.566
成本降低型作物申请专利量	个	50643	17.210	0	968	56.133
需求增加型作物申请专利量	个	50643	2.863	0	298	10.403
粮食最低收购价 ( $Policy$ )	-	50643	0.062	0	1	0.240
人均 GDP	元	49968	31382.791	220.530	215488	28808
年末总人口数	万人	48159	432.491	15.960	3404	305.793
农村土地承包法	-	50643	0.493	0	1	0.500
农业税收收入	亿元	50643	3.816	0	51.938	8.110
作物种植相关企业进入率 <sup>22</sup>	-	22746	0.167	0	1	0.299

<sup>21</sup> 我国政府对三等早籼稻、三等中晚籼稻和三等粳稻制定了不同的最低收购价; 图 A2 的纵轴中, 我们对每一年中不同类型的稻谷最低收购价求均值。2012 年前, 我国政府对三等白小麦、三等红小麦、三等混合麦制定了不同的最低收购价, 2012 年开始小麦最低收购价不再区分白小麦、红小麦、混合麦, 统一为小麦 (三等); 图 A2 的纵轴中, 我们对每一年中不同类型小麦的最低收购价求均值。

<sup>22</sup> 根据 2011 年国民经济行业分类, 中国工商企业注册信息数据库中四位数行业代码“0111”为稻谷种

变量名称	单位	观测数	均值	最小值	最大值	标准差
Panel B 省份-作物-年份层面						
年度价格波动 <sup>23</sup>	-	1654	7.582	0	83.837	7.961
去时间趋势后的价格波动	-	1654	7.594	0.0700	83.789	7.955

注：数据来源包括我国专利数据库、工商注册数据库、地级市统计年鉴、国家统计局、农村固定观察点数据。

#### 另外两个数据库的来源与说明

第二，各种作物植新企业进入数据来自中国工商企业注册信息数据。该数据覆盖中国 34 个省份，提供了注册企业的行政区划、成立日期，经营行业等详细信息，可以较全面地反映各地区各行业的创业活动。本文的实证分析实际上仅涉及我国大陆的 31 个省级行政区，并未涵盖港澳台地区。

第三，其他数据及其来源。各地区的人均 GDP、人口数据、农业税收收入数据来自《中国城市统计年鉴》与国家统计局。各个省份粮食价格支持政策的实施时间数据来自：中国法律资源库、国家法律法规数据库、北大法宝法律数据库。各个省份粮食最低收购价数据来自：国家粮食和物资储备局，国家发展改革委，农业农村部官网，中国储备粮管理集团有限公司。

#### 样本年份的选择逻辑

稻谷价格支持政策分别于 2004 与 2008 年在不同的省份实施，而小麦价格支持政策于 2006 年在一些省份实施。为使得数据样本区间覆盖粮食价格支持政策实施前后的年份，且尽量缓解样本区间距离前后实施年份期数过多引入其他混杂因素，我们使用了 2000-2018 年的数据。在此基础上，我们根据作物发明专利申请人地址与申请年份将发明专利数据加总到地级市-作物-年份层面。

植新企业、“0112”为小麦种植新企业、“0123”为薯类种植新企业、“0133”为糖料种植新企业、“0134”为烟草种植新企业、“0169”为茶及其他饮料作物种植新企业。在此基础上，我们根据企业经营场所所在行政区划与成立日期将各作物下的新企业数量加总到地级市-作物-年份层面。

<sup>23</sup> 我们使用了国家统计局发布的省级-作物-季度层面价格指数数据，时间跨度为 2004-2018 年，作物种类包括稻谷、小麦、薯类、糖料、烟叶、茶叶。

## 参考文献

- [1] Aghion, P., and P. Howitt, "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 1992, 60(2), 323-351.
- [2] Arrow, K., "Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention", in *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors*, Princeton: Princeton University Press, 1962, 609-626.
- [3] Athey, S., and A. Schmutzler, "Product and Process Flexibility in an Innovative Environment", *The Rand Journal of Economics*, 1995, 557-574.
- [4] Behrer, A. P., "Man Or Machine? Environmental Consequences of Wage Driven Mechanization in Indian Agriculture", Working Paper 10376. *The World Bank*, 2023.
- [5] Bonanno, G., and B. Haworth, "Intensity of Competition and the Choice Between Product and Process Innovation", *International Journal of Industrial Organization*, 1998, 16(4), 495-510.
- [6] Borusyak, K. , X. Jaravel, and J. Spiess, "Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation", *Review of Economic Studies*, 2024, rdae007.
- [7] Cai, J. , Y. Chen, and X. Wang, "The Impact of Corporate Taxes on Firm Innovation: Evidence from the Corporate Tax Collection Reform in China", No. w25146. *National Bureau of Economic Research*, 2018.
- [8] Callaway, B., and P. H. C. Sant'Anna, "Difference-in-Differences with Multiple Time Periods", *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 200-230.
- [9] Campa, J. M., "Entry by Foreign Firms in the United States Under Exchange Rate Uncertainty", *The Review of Economics and Statistics*, 1993, 614-622.
- [10] 曹慧、张玉梅、孙昊, "粮食最低收购价政策改革思路与影响分析", 《中国农村经济》, 2017年第11期, 第33-46页。
- [11] Cengiz, D. , A. Dube , A. Lindner, and B. Zipperer, "The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs", *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(3), 1405-1454.
- [12] 陈强远、林思彤、张醒, "中国技术创新激励政策: 激励了数量还是质量", 《中国工业经济》, 2020年第04期, 第79-96页。
- [13] De Chaisemartin, C., and X. D Haultfoeulle, "Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 2020, 110(9), 2964-2996.
- [14] De Chaisemartin, C., and X. D'Haultfoeulle, "Difference-in-Differences Estimators of Intertemporal Treatment Effects", *Review of Economics and Statistics*, 2024, 1-45.
- [15] 邓宗兵、封永刚、张俊亮、王炬, "中国粮食生产区域格局演变研究", 《农业技术经济》, 2013年第9期, 第108-114页。
- [16] 杜蓉、柳思维、蔡荣, "中国粮食空间生产格局演变特征及其驱动机制", 《经济问题》, 2023年第8期, 第92-102页。
- [17] Eswaran, M., and N. Gallini, "Patent Policy and the Direction of Technological Change", *The Rand Journal of Economics*, 1996, 722-746.
- [18] Faleye, O. , T. Kovacs, and A. Venkateswaran, "Do Better-Connected CEOs Innovate More?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2014, 49(5-6), 1201-1225.
- [19] 付宏、毛蕴诗、宋来胜, "创新对产业结构高级化影响的实证研究——基于2000—2011年的省际面板数据", 《中国工业经济》, 2013年第09期, 第56-68页。
- [20] Gardner, J., "Two-Stage Differences in Differences", *Arxiv Preprint Arxiv:2207.05943*, 2022.

- [21] Goodman-Bacon, A., “Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 254-277.
- [22] Hall, B. H., “Innovation and Productivity”, No. w17178. National Bureau of Economic Research, 2011.
- [23] Hall, B. H. , A. Jaffe, and M. Trajtenberg, “Market Value and Patent Citations”, *The Rand Journal of Economics*, 2005, 36(1), 16-38.
- [24] 黄少安、郭冬梅、吴江, “种粮直接补贴政策效应评估”, 《中国农村经济》, 2019 年第 1 期, 第 17-31 页。
- [25] 蒋灵多、陆毅、陈勇兵, “市场机制是否有利于僵尸企业处置:以外资管制放松为例”, 《世界经济》, 2018 年第 09 期第 41 卷, 第 121-145 页。
- [26] 江生忠、付爽、李文中, “农业保险财政补贴政策能调整作物种植结构吗?——来自中国准自然实验的证据”, 《保险研究》, 2022 年第 06 期, 第 51-66 页。
- [27] Khan, J. Y. , et al., “A Benchmark Study of Machine Learning Models for Online Fake News Detection”, *Machine Learning with Applications*, 2021, 4, 100032.
- [28] Kim, Y., “Convolutional Neural Networks for Sentence Classification”, in *Proceedings of the 2014 Conference on Empirical Methods in Natural Language Processing (EMNLP)*, 1746-1751, Association for Computational Linguistics.
- [29] 寇宗来、刘学悦, “中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响”, 《经济研究》, 2020 年第 03 期第 55 卷, 第 83-99 页。
- [30] Li, X. , et al., “Mapping Global Urban Boundaries From the Global Artificial Impervious Area (Gaia) Data”, *Environmental Research Letters*, 2020, 15(9), 94044.
- [31] Liu, L. J. , C. Cao, and M. Song, “China's Agricultural Patents: How Has their Value Changed Amid Recent Patent Boom?”, *Technological Forecasting and Social Change*, 2014, 88(12), 106-121.
- [32] Lu, Y. , Z. Tao, and L. Zhu, “Identifying FDI Spillovers”, *Journal of International Economics*, 2017, 107, 75-90.
- [33] Mann, K., and L. Püttmann, “Benign Effects of Automation: New Evidence from Patent Texts”, *Review of Economics and Statistics*, 2023, 105(3), 562-579.
- [34] Popp, D., “Induced Innovation and Energy Prices”, *American Economic Review*, 2002, 92(1), 160-180.
- [35] 齐绍洲、林岫、崔静波, “环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据”, 《经济研究》, 2018 年第 12 期第 53 卷, 第 129-143 页。
- [36] Qiu, X. , et al., “Pre-Trained Models for Natural Language Processing: A Survey”, *Science China Technological Sciences*, 2020, 63(10), 1872-1897.
- [37] Ravallion, M., “A Concave Log-Like Transformation Allowing Non-Positive Values”, *Economics Letters*, 2017, 161, 130-132.
- [38] Romer, P. M., “Capital, Labor, and Productivity”, *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics*, 1990, 1990, 337-367.
- [39] Rosenkranz, S., “Simultaneous Choice of Process and Product Innovation When Consumers Have a Preference for Product Variety”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2003, 50(2), 183-201.
- [40] Sun, L., and S. Abraham, “Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 175-199.
- [41] Talaat, A. S., “Sentiment Analysis Classification System Using Hybrid Bert Models”, *Journal*

*of Big Data*, 2023, 10(1), 110.

- [42] 王班班、齐绍洲, “市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证”, 《中国工业经济》, 2016年第06期, 第91-108页。
- [43] 徐尚昆、王璐、杨汝岱, “地权稳定与农业生产”, 《金融研究》, 2022年第06期, 第133-152页。
- [44] Yu, J., A. Smith, and D. A. Sumner, “Effects of Crop Insurance Premium Subsidies on Crop Acreage”, *American Journal of Agricultural Economics*, 2018, 100(1), 91-114.
- [45] 张杰、郑文平、新夫, “中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新”, 《中国工业经济》, 2017年第10期, 第118-136页。
- [46] 张利庠、张喜才, “外部冲击对我国农产品价格波动的影响研究——基于农业产业链视角”, 《管理世界》, 2011年第01期, 第71-81页。
- [47] 张爽, “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》, 2013年第01期, 第130-136页。
- [48] 章元、王玥, “粮食主产区设立与食品工业的集聚和经营绩效”, 《经济评论》, 2025年第03期, 第23-37页。

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