

《农村土地承包法》与农业创新

内容摘要：农业现代化的关键在农业科技进步和创新，而农业创新水平的提高离不开我国的农业制度改革。本文使用 2000-2018 年 incoPat 专利数据库、2000-2013 年中国农村固定观察点数据、2000-2015 年中国工商企业注册信息数据与《中国城市统计年鉴》等，结合双重差分法研究了《农村土地承包法》对我国农业创新的影响。估计结果显示，平均而言，《农村土地承包法》的实施使得所在地级市的农业发明专利授权数量显著地增加了约 12.8%。进一步的机制分析表明：《农村土地承包法》通过促进了农户土地流转并扩大了农业市场规模，与降低农业投资的不确定性，促进了农业创新。上述发现表明，如果能通过进一步深化农业产权制度改革、降低农业交易成本，将有助于扩大我国农业市场规模与降低农业投资不确定性，并最终以市场化的方式诱导我国农业创新质量的提升。

关键词：农村土地承包法 土地流转 农业创新

一、引言

改革开放以来我国农业取得了举世瞩目的成就，7.7 亿多农村贫困人口摆脱了贫困，^①粮食产量已经实现“十九连丰”，包含主粮的自给率已达到 95%以上，粮食储备水平远高于其他发展中国家（周立等，2022）。打赢脱贫攻坚战后，在全球气候变化、地缘政治局势趋紧的大背景下，如何促进农业创新以保障国家粮食安全、实现乡村振兴成为我国农业关注的焦点。习近平总书记多次指出，农业的出路在现代化，农业现代化的关键在科技进步和创新（习近平，2022；中共中央党史和文献研究院，2023）。^②农业创新能显著降低气候变化给农业产出带来的风险（Moscona & Sastry, 2023），也是应对粮食安全问题的主要方式（王宏广等，2020）。因此，如何提高我国农业创新水平就具有重要而迫切的现实意义。

农业创新水平的提高离不开我国的农业制度改革。改革开放至今，我国实施一系列促进农业农村发展的政策，其中《中华人民共和国农村土地承包法》^③是近年来我国农业制度中里程碑式的改革，该文件首次以正式法律制度的形式赋予了农户长期稳定的土地承包关系。理论上，《农村土地承包法》的实施会通过如下两个机制促进农业创新。一方面，《农村土地承包法》的实施，首次正式以法律的形式明确界定了土地经营权流转双方的权利与义务，降低了流转合约执行的交易成本，交易成本的下降会促进农村土地流转并扩大农业市场规模；而市场规模的扩大会促进农业创新。另一方面，《农村土地承包法》在进一步稳定地权的基础上以法律的形式规范了农村土地经营权流转，明确了承包期和

① 在全国脱贫攻坚总结表彰大会上的讲话，https://www.gov.cn/xinwen/2021-02/25/content_5588869.htm。

② 习近平《论“三农”工作》，中央文献出版社，2022 年；《习近平关于国家粮食安全论述摘编》，中央文献出版社，2023 年。

③ 下文简称《农村土地承包法》。

农户所承包的地块不变，限制了发包方的权力，降低了土地流转违约风险，稳定的产权降低了农户投资的不确定性；而农业投资不确定性的下降也会促进农业创新。

为此，本文使用 2000-2018 年 incoPat 专利数据库、2000-2013 年中国农村固定观察点数据、2000-2015 年中国工商企业注册信息数据与《中国城市统计年鉴》等，结合双重差分法研究了《农村土地承包法》对我国农业创新的影响。估计结果显示，平均而言，《农村土地承包法》的实施使得所在地级市的农业发明专利授权数量显著地增加了约 12.8%。上述结论在一系列稳健性检验中仍然成立，包括：事前同趋势假设检验，使用农业授权发明专利占全部发明专利的比例作为被解释变量，剔除质量较低的农业授权发明专利，使用农业专利的其他度量方式，以及使用其他方法来估计模型。进一步的机制分析表明：《农村土地承包法》通过促进了农户土地流转并扩大了农业市场规模，与降低农业投资的不确定性，促进了农业创新。

与本文密切相关的一支文献研究了《农村土地承包法》的经济影响。Zhao（2020）的实证研究发现：我国《农村土地承包法》的实施显著地促进了农户的非农就业并增加了农村家庭的人均净收入，也带来了家庭间的收入不平等。Chari et al.（2021）的实证研究表明，《农村土地承包法》的实施显著地促进了农户的土地租入与租出行为、使得土地朝生产率更高的农户配置，并最终增加了农业总产出与生产率。徐尚昆等（2022）进一步的研究发现，《农村土地承包法》的实施带来的地权稳定性提高，有效地缓解了人口流出与地理区位优势造成的农业生产效率损失，并且显著地提高了农户的务工收入与整体收入。

还有一支文献则研究了影响农业创新的因素。Griliches（1957）和 Lin（1992）分别以杂交玉米和杂交水稻在美国和中国的创新为例，发现二者的技术创新速度与二者的市场需求规模正相关；赖晓敏等（2019）也发现，一个地区农林牧副渔业产值对当地农业创新数量的影响显著为正。Lambert & Parker（1998）与龚斌磊等（2020）认为，粮食收购价的提高与土地承包年限的延长促进了我国 20 世纪 90 年代的农业技术进步。龙小宁、王俊（2015）的研究发现，专利激励政策显著地促进了我国专利申请数量与授权数量的提高。

相比现有文献，本文的改进主要体现在如下三个方面。第一，丰富了《农村土地承包法》经济影响的相关研究。现有相关文献主要研究了《农村土地承包法》对土地流转、农业生产效率、农业投资和农民非农就业等的影响，本文的研究对象为农业创新，这从一个新的角度补充了现有研究，有助于我们形成对《农村土地承包法》经济影响更加全面的认识。第二，本文从扩大农业市场规模和促进农业长期投资这两个角度，检验了《农村土地承包法》影响农业创新的作用机制。第三，现有关于我国农业创新的研究大多着眼于农业专利申请数量，但农业专利申请数量更多地体现的是创新主体主观的创新努力；而本文关注的农业发明专利授权数量则更多地体现了创新主体客观的创新质量，农业创新质量对农业高质量发展与农业现代化有着更直接的现实涵义。

本研究也具有重要的政策含义。本文的机制分析表明，《农村土地承包法》通过促进了农户土地流转并扩大了农业市场规模，与降低农业投资的不确定性，促进了农业创新。这个发现有如下两层政策启示。一方面，上述发现意味着，如果能通过进一步深化农业制度改革、降低农业交易成本，将有

助于扩大我国农业市场规模与降低农业投资不确定性，并最终以市场化的方式诱导我国农业创新质量的提升。另一方面，当前我国各地第二轮土地承包正陆续到期，上述发现表明，做好承包期再延长30年的各项工作，确保大多数农户原有承包权保持稳定，有助于促进我国农业创新质量的提高。

本文接下来的内容安排如下：第二部分介绍我国《农村土地承包法》的政策背景并进行理论分析，第三部分说明数据来源、农业专利的度量与回归方程，第四部分进行逐步回归分析与稳健性检验，第五部分进行机制检验，最后总结全文。

二、政策背景与理论机制

（一）我国的《农村土地承包法》

1978年家庭联产承包责任制改革确定土地经营主体为农户家庭，实现了土地所有权与经营权的分离，由此提高了农民生产积极性与农业生产效率。但在农村土地集体所有制以及户籍制度的背景下，家庭联产承包责任制在承包土地方面表现为初始的土地经营权均分，当人口变化时为追求公平重划承包地，地权趋向分散性和不稳定性（Benjamin & Brandt, 2002），农业投资的不确定性大大提高；并且，土地的平均分配可能会导致不同家庭之间的土地和劳动力边际产品的差异（Lin, 1995）。此时，提高农业产出的一个重要方式是放松对农村土地的管制，这依赖于农地经营权的流转，即一个良好的租赁市场（姚洋, 2000; Nguyen et al., 1996）。

在此背景下，自20世纪80年代以来，我国中央政府不断促进土地承包经营权流转（蒋省三等, 2010）。1984年中央农村工作会议一号文件明确农户承包地可自愿转包，即规定群众有调整土地需求的，经充分商量后可以由集体统一调整，要求不包或少包土地的个别农户也可以自行协商转包，并“鼓励土地逐步向种田能手集中”。1986年一号文件提出“发展适度规模的种植专业户”。2001年18号文件对农地流转的主体和原则作了明确规定，“土地流转的主体是农户，土地使用权流转必须建立在农户自愿的基础上。在承包期内，农户对承包的土地有自主的使用权、收益权和流转权”。但直至2003年3月1日实施《农村土地承包法》，我国才正式形成了农地产权和农地市场发展的基本法律规范。该法具有如下三个特点。

第一，它以法律的形式界定了土地经营权流转双方的权利与义务，规范了农村土地经营权流转。第17条规定承包方享有依法互换、转让土地承包经营权和依法流转土地经营权的权利。第36条规定承包方可以自主决定依法采取出租（转包）、入股或者其他方式向他人流转土地经营权，并向发包方备案。第39条规定流转的收益归承包方所有。第40条规定土地经营权流转双方应当签订书面流转合同。第46条规定经承包方书面同意并备案，经营权受让方可以再流转土地经营权。第47条规定承包方和经营权受让人可以用土地经营权向金融机构融资担保。第4章的第55、56、59、60、61、62、63、64、65条明确了土地承包经营争议解决的法律适用。

第二，它明确了承包期和农户所承包的地块不变，限制了发包方的权力，稳定农户对土地的预

期。第 21 条规定耕地的承包期为三十年，草地的承包期为三十年至五十年，林地的承包期为三十年至七十年。^① 第 27 条和第 28 条规定在承包期内发包方不得收回、调整承包地。第 42 条规定除受让人擅自改变土地农业用途、弃耕抛荒连续两年以上、给土地造成严重损害等情况外，承包方不得单方解除土地经营权流转合同。第 37 条规定土地经营权人享有经营使用和收益权。

第三，它给予地方政府一定的实施自主权。第 68 条提出各省、自治区、直辖市可以因地制宜制定该法的实施办法。实际实施中各地区的实施条款差别较小，主要在实施时间上存在差异（Chari et al., 2021）。截至 2018 年，我国 31 个省、自治区和直辖市中已有 24 个陆续实施了《农村土地承包法》。不同省份实施《农村土地承包法》的早晚差异，为使用双重差分方法来估计其对农业创新的影响提供了外生的政策冲击。

（二）《农村土地承包法》促进农业创新的理论机制分析

Griliches（1957）与 Schmookler（1966）提出了“市场需求诱致的技术创新假说”（hypothesis of market-demand induced technology innovation）：创新的产生与传播受到利润信号的引导，当某一产品的市场规模增加时，创新的预期利润会增加，创新数量也会随之增加；或者简而言之，“创新的数量取决于市场规模的大小”。^② 随后，大量的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：Lin（1992）使用中国数据发现，一省水稻种植面积是决定该省杂交水稻研发投入数量的关键因素；Acemoglu & Linn（2004）发现，美国人口结构变化带来的潜在医药需求增加，显著地促进了其新药研发；赖晓敏等（2019）发现，一个地区农林牧副渔业产值对当地农业创新数量的影响显著为正；Zhang & Nie（2021）发现，我国“新型农村合作医疗改革”带来的医疗需求增加，显著地促进了我国的医药专利申请数量。上述研究表明，市场规模是影响创新的重要因素。

而理论上，《农村土地承包法》的实施会扩大农业市场规模。在《农村土地承包法》实施前，由于缺乏对农村土地承包关系权利与义务的明确法律界定，土地流转缺乏法律上的产权依据，容易带来交易纠纷，^③ 合约执行的成本较高，抑制了土地租赁市场的发展与农业市场规模（Deininger & Feder, 2001）；而《农村土地承包法》的实施，首次正式以法律的形式明确界定了土地经营权流转双方的权利与义务，降低了流转合约执行的交易成本（Chari et al., 2021），而交易成本的下降会促进农村土地流转、扩大农业市场规模（徐尚昆等，2022）。结合上述分析可知：市场规模的增加会促进创新，而《农村土地承包法》的实施会扩大农业市场规模。在此基础上，本文提出有关《农村土地承包法》促进农业创新的如下假说。

假说 1（即机制 1）：《农村土地承包法》通过促进土地流转与扩大农业市场规模，来促进农业创新。

Marcus（1981）与 Bhattacharya et al.（2017）提出了“不确定性假说”（uncertainty hypothesis）：如果

^① 根据 2018 年 12 月 29 日第十三届全国人民代表大会常务委员会第七次会议《关于修改〈中华人民共和国农村土地承包法〉的决定》第二次修正：前款规定的耕地承包期届满后再延长三十年，草地、林地承包期届满后依照前款规定相应延长。

^② 为强调市场规模对创新影响的重要性，Schmookler(1966)的著作《Invention and Economic Growth》有两章的标题为“The amount of invention is governed by the extent of the market”。

^③ 张静（2003）发现，在《农村土地承包法》实施之前，我国发生了大量的土地纠纷：不同经济主体引用不同的合法性依据来说明自身产权的正当性。

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 & Pindyck, 1994）；而创新是对未知的探索、涉及大量不可逆的投资，故面临不确定性时，延迟创新投资的期权价值更大，即企业的创新投入更少。简而言之，该假说认为不确定性会阻碍创新。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：Bhattacharya et al.（2017）使用跨国数据发现，政治周期带来的不确定性显著地降低了国家创新数量、尤其是创新质量；Liu & Ma（2020）、Coelli（2022）的实证研究发现，我国加入 WTO 带来的出口市场环境不确定性的下降，显著地增加了我国企业的专利申请数量与专利授权数量。上述研究表明，不确定性的下降确实会促进创新。

而《农村土地承包法》降低了农业投资过程中的不确定性。《农村土地承包法》实施前，土地经营权流转多基于农户之间的口头协议，不受法律保护，不稳定的产权使得农户投资农业的不确定性很大（陈和午、聂斌，2006）；而《农村土地承包法》则在进一步稳定地权的基础上以法律的形式规范了农村土地经营权流转，明确了承包期和农户所承包的地块不变，限制了发包方的权力，降低了土地流转违约风险，稳定的产权降低了农户投资的不确定性（Besley, 1995）、稳定了农户对土地的预期（徐尚昆等，2022）。结合上述分析可知：不确定性的下降会促进创新，而《农村土地承包法》的实施会降低农村投资的不确定性。在此基础上，本文进一步提出《农村土地承包法》促进农业创新的如下假说。

假说 2（即机制 2）：《农村土地承包法》通过降低农业投资的不确定性，来促进农业创新。

三、数据说明、农业专利的度量与回归方程

（一）数据说明

本文主要使用了如下 4 个数据库。第一，本文使用的专利数据来源于 incoPat 专利数据库，涵盖 2000-2018 年间中国大陆（即不含港澳台）申请人在国家知识产权局申请的发明专利数据 770.1 万件，其中被授权的发明专利 295.9 万件。出于如下两方面的考虑，本文使用农业授权发明专利数量来度量农业创新；这一做法同现有文献相同（Hsu et al., 2014）。一方面，基于国家专利审批特点，相比实用新型专利和外观设计专利，发明专利审查更严格且保护期也 longer，^①因而发明专利质量更高，更能体现创新水平；另一方面，专利申请后需要缴纳一系列费用并审查通过后才能被授予专利权，^②当申请人预期专利的市场潜力较小时，申请人缴费动力往往较低（龙小宁、王俊，2015），因此，授权发明专利数量往往比申请发明专利数量更能体现真实的创新水平。

^①根据中华人民共和国专利法，实用新型和外观设计专利只需形式审查，保护期为 10 年（申请日为 2021 年 5 月 31 日之后的外观设计专利保护期为 15 年），发明专利需进行形式审查和实质审查，保护期 20 年。

^②根据国家知识产权局收费公示，专利申请人需缴纳申请费、申请附加费、公告印刷费、优先权要求费等费用，发明专利申请人需要实质审查的，需缴纳发明专利申请实质审查费。2010 年前发明专利申请两年后未授权的还需缴纳发明专利申请维持费。

《农村土地承包法》的实施始于 2003 年，最晚的河北省于 2014 年实施，^①为使得数据的样本区间覆盖《农村土地承包法》的前后实施年份，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 年数据。在此基础上，我们通过农业授权发明专利申请人地址与申请年份将专利数据加总到地级市-年份层面。

第二，用于机制分析的土地流转、农家肥使用与固定资产投资数据来源于 2000-2013 年中国农村固定观察点农户调查数据。该调查覆盖中国大陆（不含港澳台）31 个省份，其中农户调查问卷包括农户经营耕地情况和农户家庭生产经营情况，可以较全面地反映各地区农村居民的农地经营、农业投资等活动。

第三，用于机制分析的农业新企业进入数据来源于 2000-2015 年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。

第四，各地区的人均 GDP、第一产业增加值、人口数据、农业税收收入数据来自 EPS 数据库。各省《农村土地承包法》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。各省粮食最低收购价和目标价格政策数据来自：国家粮食和物资储备局，国家发展改革委，农业农村部官网，中粮储。各省补贴性专利激励政策与专利激励法律的实施年份数据来自 Li（2012）与龙小宁、王俊（2015）。^②

相关变量的描述性统计如表 1 所示。样本中每年每个地级市农业授权发明专利的均值约为 45 个，约 49.1% 的观测值接受了处理，农业授权发明专利数量占全部授权发明专利数量的比例约为 19.2%。

表 1 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-年份层面						
农业授权专利量 (<i>Agri_Patent</i>)	个	5776	44.683	0	2771	151.467
是否实施《土地承包法》(<i>Reform</i>)	-	5776	0.491	0	1	0.500
农业专利占授权专利比例	-	5776	0.192	0	1	0.200
人均 GDP	元	5649	31173.360	220.530	215488	28695.993
年末总人口数	万人	5405	429.993	15.960	3404	305.399
农业税收收入	亿元	5776	3.777	0	51.938	8.052
第一产业增加值	亿元	5533	121.354	0.500	1378.270	110.155
农业相关新企业数量	个	4827	814.721	0	30880	1322.806
Panel B 农户-年份层面						
租入土地面积	亩	169604	0.272	0	17	1.386
租出土地面积	亩	180209	0.356	0	13.500	1.333
亩均农家肥折价	元	212977	13.778	0	279.891	35.938
亩均机械作业费	元	212977	34.241	0	271.515	54.295

注：农户-年份层面数据删除了变量取值小于 1%分位数大于 99%分位数的观测值。

^①河北省的实施时间是 2013 年 11 月 1 日，考虑到实施时 2013 年只剩下一个月时长了，我们将其处理时间定为 2014 年。

^②2011 年后的实施数据由作者根据现有文献（龙小宁、王俊，2015；Li，2012）做法自己整理得到。

（二）农业专利的度量

本文的农业专利涉及农业生产、农业生产资料生产和农产品加工等领域。由于国际专利分类体系（简称 IPC）并没有专门对农业专利进行分类，本文参考 Liu et al. (2014) 中所述的农业专利 IPC 分类范围来度量农业专利，详细分类请见文末附录。

本文使用农业授权专利数量来度量农业创新，2000-2018 年间中国大陆（即不含港澳台）申请人在国家知识产权局申请农业发明专利数据 91.5 万件，其中被授权的农业发明专利 26.1 万件。图 1 给出了 2000-2018 年我国发明专利与农业发明专利的申请数量与授权数量：样本期间，各地级市农业授权发明专利的年平均增长率约为 35.8%；2015 年被授权的农业发明专利约为 2.4 万件，与文献中（赖晓敏，2021；赖晓敏等，2019）发现 2015 年的农业授权发明专利数量在 2 万-3.5 万件间的结论一致，说明本文对农业授权发明专利的度量较为合理。

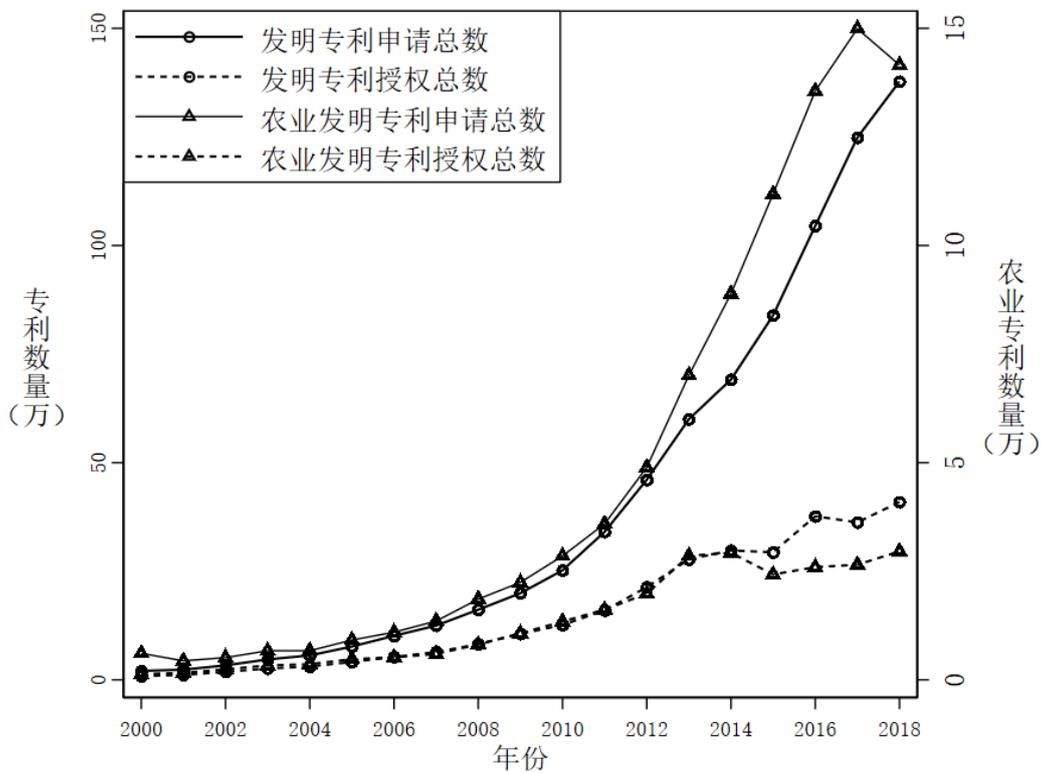


图 1 2000-2018 年我国发明专利与农业发明专利的申请数量与授权数量

（三）回归方程

借鉴 Chari et al. (2021) 与 Cohn et al. (2022) 的做法，我们使用如下双重差分方法来估计《农村土地承包法》的实施对农业创新的影响：

$$E(\text{Agri_Patent}_{ct} | \text{Reform}_{ct}, X_{ct}, \text{Policy}_{pt}, \delta_c, \theta_t) = \exp(\alpha + \beta \text{Reform}_{ct} + X_{ct} + \text{Policy}_{pt} + \delta_c + \theta_t) \quad (1)$$

其中 α 、 β 为待估计参数； p 、 c 、 t 分别表示省份、地级市、年份。被解释变量为 Agri_Patent_{ct} ，

即 c 地级市在 t 年的农业授权发明专利数量。关键解释变量为 $Reform_{ct}$ ， c 地级市在《农村土地承包法》实施的当年（ t 年）及之后年份该变量取值为 1，否则取值为 0。

X_{ct} 表示地级市层面随时间变化的特征。地区的经济发展水平越高，对创新的需求越大；为控制地区经济发展水平对农业创新的潜在影响，本文加入了地级市人均 GDP 的对数。市场规模越大，对创新的需求越大（Acemoglu & Linn, 2004）；为控制地区市场规模对农业创新的影响，我们加入了地级市年末总人口数的对数。与《农村土地承包法》同时实施的其他政策 $Policy_{pt}$ 也可能会影响农业创新。2003 年之后一个重要的农业相关法律变化是减免了农业税，农业税的减免缓解了农户的信贷约束，促使农户扩大了土地利用规模、追加了农业投资、加强了土地改良（邹伟等，2008），这可能增加农户对农业创新的需求。为控制农业税对农业创新的潜在影响，借鉴 Chari et al. (2021) 的做法，我们加入了各省随时间变化的农业税收收入的对数，包括农业税、牧业税与农业特产税。2003 年之后的另一个重要农业政策变化是粮食最低收购价和目标价格改革试点，这两项政策既使得粮食价格高于市场均衡价格、也因在种植前公布价格而稳定了粮食市场价格预期；粮食市场价格的提高与稳定提高了农业的边际收益，会增加农户对农业创新的需求。为控制这两项政策对农业创新的潜在影响，我们加入了粮食最低收购价和目标收购价格政策实施前后的虚拟变量。同一时期，我国还出台了一些鼓励创新的政策，包括补贴性专利激励政策与专利激励法律，这些政策可能影响创新（龙小宁、王俊，2015；Li, 2012）。为控制这些创新鼓励政策对农业创新的潜在影响，我们加入了省份层面随时间变化的补贴性专利激励政策和采取税收返还、税收优惠等专利激励法律实施前后的虚拟变量。为控制地级市层面不随时间变化的不可观测因素（例如，所在地级市的地理与气候条件）对估计结果的潜在影响，我们控制了城市固定效应 δ_c 。为控制随年份变化的不可观测因素（例如，宏观经济周期）对估计结果的潜在影响，我们控制了年份固定效应 θ_t 。

被解释变量农业专利数量是典型的计数变量，按照现有文献（Cohn et al., 2022）的做法，我们采用高维固定效应面板泊松伪最大似然估计（PPMLHDFE）作为回归基准模型。借鉴徐尚昆等（2022）的做法，我们将标准误聚类在省份-年份层面。

四、回归分析

（一）基本模型：逐步回归

表 2 报告了《农村土地承包法》对农业创新影响的逐步回归结果。可以发现，虽然控制有所差异，但在第（1）-（4）列中关键解释变量的系数都在 1% 的水平上显著大于 0，意味着《农村土地承包法》实施后，所在地级市农业授权发明专利数量显著增加。表 2 中控制最为严格的第（4）列的估计系数表明：平均而言，《农村土地承包法》的实施使得所在地级市的农业发明专利授权数量显著地增加了约 12.8%（ $\approx e^{0.128}-1=1.128-1$ ），占样本期间地级市农业授权发明专利数量年平均增长率均值的 35.75%（ $\approx 0.128/0.358$ ）。

表 2

逐步回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Agri Patent</i>	<i>Agri Patent</i>	<i>Agri Patent</i>	<i>Agri Patent</i>
<i>Reform</i>	0.146*** (0.055)	0.154*** (0.056)	0.120*** (0.046)	0.120*** (0.046)
ln 人均 GDP		0.155 (0.124)	0.134 (0.106)	0.134 (0.105)
ln 年末总人口数		0.738*** (0.151)	0.741*** (0.153)	0.742*** (0.153)
ln(农业税收收入+1)			-0.042*** (0.008)	-0.042*** (0.007)
粮食最低收购价和目标价格政策			0.038 (0.043)	0.036 (0.042)
补贴性专利激励政策和专利激励法律				0.013 (0.039)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5770	5395	5395	5395
Pseudo-R ²	0.939	0.940	0.940	0.940

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-年份层面的标准误。

(二) 稳健性检验

1. 检验事前同趋势假设是否满足

双重差分方法的关键假设是“平行趋势”：政策发生之后，处理组如果不接受处理时的变化趋势（即处理组的“反事实”）应该与同一时期对照组的变化趋势相同（Angrist & Pischke, 2009）。但现实中，我们无法观察到，政策发生之后，处理组未接受处理时的变化趋势；故我们无法直接检验“平行趋势”。按照现有文献的做法（Angrist & Pischke, 2009），我们通过检验政策发生之前，处理组与对照组是否有相同的趋势（“事前同趋势”），来间接地检验“平行趋势”是否有可能成立。

具体地，借鉴（陈钊、熊瑞祥，2015；Chari et al., 2021）的做法，我们估计如下回归方程：

$$E(\text{Agri_Patent}_{ct} | \text{Reform}_{ct}, X_{ct}, \text{Policy}_{pt}, \delta_c, \theta_t) = \exp\left(\sum_{n=-5}^8 (\beta_n \cdot I_{ct}^{t-\text{Reformyear}_c=n}) + X_{ct} + \text{Policy}_{pt} + \delta_c + \theta_t\right) \quad (2)$$

其中 $I_{ct}^{t-\text{Reformyear}_c=n}$ 的取值方式为：当 $t - \text{Reformyear}_c = n$ 时， $I_{ct}^{t-\text{Reformyear}_c=n}$ 取值为 1，否则取值为 0；其中 t 表示年份， Reformyear_c 表示地级市 c 实施《农村土地承包法》的年份。本文使用了 2000 年-2018 年的专利授权数据，而样本期内上海市最早于 2003 年、河北省最晚于 2014 年实施《农村土地承包法》，所以我们有实施之前 14 年与实施后 15 年的数据； n 的可能取值为 -14, -13, -12, ..., 0, ..., 13, 14, 15。为使得每一年的观测值数量基本保持平衡，我们将 $t - \text{Reformyear}_c$ 小于 -5 的样本归并到 -5，将 $t - \text{Reformyear}_c$ 大于 8 的样本归并到 8，并取《农村土地承包法》实施前第 5 期（即 $n = -5$ ）为基准组。

图 2 可视化地呈现了回归方程（2）的估计结果。由图可见， $n < 0$ 的估计系数 β_n 在统计上都不显著，说明《农村土地承包法》实施之前，处理组地级市与对照组地级市的农业授权发明专利数量具有相同的变化趋势，即“平行趋势”假设很可能成立。与此同时，在《农村土地承包法》实施之后的第 3 年开始，系数 β_n 开始增加并且在统计上变得显著。这一发现既同“创新是一个长期投资的过程”

(Cai et al., 2018) 这一事实一致；也同现有文献的发现一致：Atanassov & Liu (2020) 使用美国数据发现，减税政策通常需要 2 至 3 年后才能显著地促进企业创新。

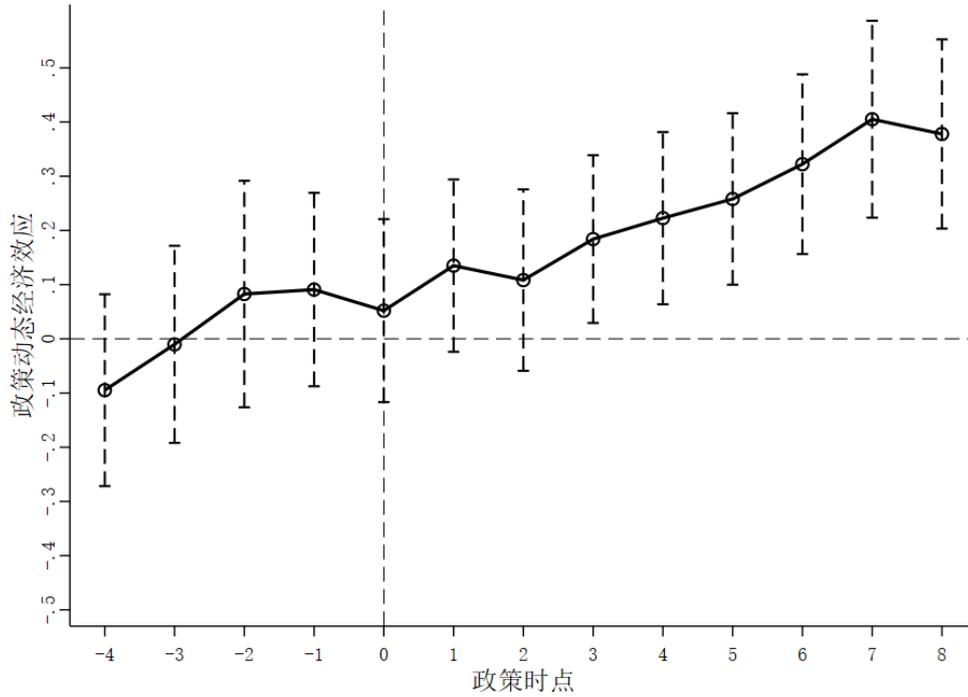


图2 事前同趋势假设检验

2. 使用农业授权发明专利占比作为被解释变量

虽然我们在基本模型中已经控制了一系列可能影响所有类型创新的因素，包括地区经济发展水平、市场规模与创新鼓励政策等，但逻辑上仍然存在影响创新的其他未知因素。换言之，可能存在某些随时间变化的不可观测因素既影响非农业创新、也影响农业创新，而本文的上述估计结果可能遗漏了这样的不可观测因素。为进一步排除这些不可观测因素对估计结果的潜在干扰，我们将农业授权发明专利数量占该年所有授权发明专利数量的比例作为被解释变量进行稳健性检验。其逻辑是：如果某些随时间变化的不可观测因素同时影响非农业创新与农业创新的话，那么农业授权发明专利占比不会变化，即 $Reform_{ct}$ 的估计系数不会显著大于 0。反过来，如果观测到农业授权发明专利占比增加了，即 $Reform_{ct}$ 的估计系数显著大于 0，则说明估计结果不是因为遗漏了这些不可观测因素导致的。即，使用农业授权发明专利占比作为被解释变量，有助于剔除《农村土地承包法》以外的促进所有类型创新的那些不可观测因素（齐绍洲等，2018；Popp, 2002）。

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，本文采用比例模型进行如下估计：

$$E(y_{ct} | Reform_{ct}, X_{ct}, Policy_{pt}, \delta_c, \theta_t) = G(\alpha + \beta Reform_{ct} + X_{ct} + Policy_{pt} + \delta_c + \theta_t) \quad (3)$$

被解释变量为 y_{ct} ，表示c地级市在t年的农业授权发明专利占比；其他变量的控制与含义与回归方程（1）相同。

表3报告了累积分布函数 $G(\cdot)$ 依次为logit、probit、cloglog、loglog连接函数的平均边际效应。可见，不管使用哪种累积分布函数，《农村土地承包法》对农业授权发明专利占比的平均边际效应的系数都十分接近，约为0.014。表明平均而言，实施《农村土地承包法》会使该地级市的农业授权发明专利数量占比增加0.014，占样本期间农业授权发明专利数量占比均值的比例约为7.29%（ $0.014/0.192=7.29\%$ ）。

表3 农业发明专利占比：平均边际效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	logit	probit	cloglog	loglog
	农业授权发明专利占比			
<i>Reform</i>	0.014* (0.008)	0.014* (0.008)	0.014* (0.009)	0.013* (0.008)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5401	5401	5401	5401
Pseudo-R ²	0.077	0.077	0.077	0.077

注：系数为平均边际效应系数。*、**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-年份层面的标准误。农业发明专利占比缺失值用上一年度的值替代。控制变量同回归方程（1）中相同，包括：地级市人均GDP的对数、年末总人口的对数、省级层面农业税收收入的对数、粮食最低收购价和目标收购价格政策实施前后的虚拟变量、补贴性专利激励政策与专利激励法律实施前后的虚拟变量。

3. 剔除由于未缴纳年费而导致专利权被终止的样本

刘丽军、宋敏（2012）发现，我国农业专利存在“重申请轻维护”的现象：一方面，这可能是因为一些农业发明专利潜在的市场应用价值较低，申请人缺乏继续缴纳专利维持年费的激励；另一方面，这可能与专利申请人的动机有关，一些专利申请可能只是为了考核验收。由此看来，一些被授权但是因未缴纳年费而导致专利权被终止的农业发明专利可能质量较低。为检验这些质量相对较低的农业授权发明专利对估计结果的潜在干扰，本小节中，借鉴Hu et al.（2017）的做法，我们在删除了这样的农业授权发明专利之后，重新估计了（1）式。表4中控制最严格的第（3）列中关键解释变量的估计系数仍然在5%的水平上显著为正，且其大小（0.144）同基本模型表2控制最严格第（4）列的0.120十分接近，表明上文的估计结果较为稳健。

表4 剔除由于未缴纳年费而导致专利权被终止的样本

	(1)	(2)	(3)
	授权并维护的农业发明专利数量		
<i>Reform</i>	0.178*** (0.065)	0.167** (0.066)	0.144** (0.065)
控制变量	No	部分	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
N	5770	5395	5395

Pseudo-R ²	0.947	0.946	0.947
-----------------------	-------	-------	-------

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-年份层面的标准误。控制变量同回归方程（1）中相同，包括：地级市人均 GDP 的对数、年末总人口的对数、省级层面农业税收收入的对数、粮食最低收购价和目标收购价格政策实施前后的虚拟变量、补贴性专利激励政策与专利激励法律实施前后的虚拟变量；“部分”的意思是只控制了地级市人均 GDP 的对数与年末总人口的对数。

4. 使用农业专利的其他度量方式

在本文上述估计中我们使用了 Liu et al. (2014) 所述的农业专利 IPC 分类范围度量了农业专利。为进一步检验本文估计结果的可靠性，本小节使用农业专利的其他度量方式：参考赖晓敏（2021）中所述的农业专利 IPC 分类号来筛选农业专利。表 5 中的估计结果表明，控制最严格的第（3）列中关键解释变量的估计系数仍然在 5%的水平上显著为正，且其大小（0.140）同基本模型表 2 控制最严格第（4）列的 0.120 十分接近，表明上文的估计结果较为稳健。

表 5 使用农业专利的其他度量方式

	(1)	(2)	(3)
	根据赖晓敏（2021）度量农业创新		
<i>Reform</i>	0.153** (0.060)	0.160*** (0.060)	0.140** (0.055)
控制变量	No	部分	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
N	5770	5395	5395
Pseudo-R ²	0.910	0.910	0.911

注：第（1）-（3）列的被解释变量是参考赖晓敏（2021）中所述的农业专利 IPC 分类号得到的农业授权发明专利数量。*、**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-年份层面的标准误。

5. 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（PPMLHDFE）作为基本模型，结果表明《农村土地承包法》显著地促进了农业创新。被解释变量农业授权专利数量是典型的计数变量，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）；此外由于专利数量有较多零值，存在截尾数据的特征，也有文献使用 Tobit 模型（李春涛等，2020；Faley et al., 2014）。为检验模型结果的稳健性，本小节进行了负二项估计、OLS 估计与 Tobit 估计。表 6 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显著为正，这进一步表明《农村土地承包法》显著促进了农业创新这一结论是稳健的。

表 6 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>Agri Patent</i>	<i>ihsAgri Patent</i>	<i>ihsAgri Patent</i>
<i>Reform</i>	0.234*** (0.065)	0.221*** (0.062)	0.258*** (0.067)
控制变量	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes

城市固定效应	Yes	Yes	Yes
N	5401	5400	5401

注：第（1）列的因变量是农业发明专利授权量，零膨胀负二项回归结果不收敛。第（2）、（3）列的因变量是农业发明专利授权量的反双曲正弦函数（*ihsAgri Patent*），原因是农业发明专利授权数据中存在较多的 0 值，相较取对数，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。括号内为聚类在省份-年份层面的标准误。

五、机制检验

上述估计结果表明，《农村土地承包法》的实施会提高所在地级市农业发明专利授权数量。我们还需进一步检验《农村土地承包法》促进农业创新的机制。正如上文“政策背景与理论分析”部分所阐述的，《农村土地承包法》促进农业创新的机制可能包括：促进土地流转与扩大农业市场规模，以及降低农业投资的不确定性。我们将先后对此进行检验。

（一）促进土地流转与扩大农业市场规模

本小节检验《农村土地承包法》的实施对农户土地流转与农业市场规模的影响这一机制。

首先，检验《农村土地承包法》的实施对农户土地流转的影响。具体地，我们使用农村固定观察点数据中的农户调查数据，估计如下回归方程：

$$y_{cht} = \alpha + \beta Reform_{ct} + X_{ct} + Policy_{pt} + \delta_h + \theta_t + \epsilon_{hct} \quad (5)$$

其中，被解释变量为 y_{cht} ，即 c 地级市 h 农户 t 年的土地流转面积的反双曲正弦函数，包括农户租入的土地面积的反双曲正弦函数（*ihsrentin*）与农户租出的土地面积的反双曲正弦函数（*ihsrentout*）。关键解释变量同（1）式相同，仍为 $Reform_{ct}$ 。 δ_h 表示农户固定效应，（5）式中的其他控制变量同（1）式相同。

表 7 第（1）列的估计结果表明：平均而言，《农村土地承包法》的实施使农户的土地租入面积显著地增加了约 2.9%。表 7 第（2）列的估计结果表明：平均而言，《农村土地承包法》的实施使农户的土地租出面积显著地增加了约 5.9%，这一估计值与徐尚昆等（2022）中的估计值（0.051）影响相近。表 7 中的估计结果表明，《农村土地承包法》的实施确实降低了土地流转的交易成本，促进了土地流转。

表 7 对农户土地流转的影响

	(1)	(2)
	<i>ihsrentin</i>	<i>ihsrentout</i>
<i>Reform</i>	0.029*** (0.009)	0.059*** (0.011)
控制变量	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
Household	Yes	Yes
N	163707	174097
Adjusted-R ²	0.308	0.358

注：数据为农户-年份层面。*, **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-年份层面的标准误。

接下来我们进一步估计《农村土地承包法》的实施对农业市场规模的影响。具体地，我们估计如下方程：

$$y_{ct} = \alpha + \beta Reform_{ct} + X_{ct} + Policy_{pt} + \delta_c + \theta_t + \epsilon_{ct} \quad (6)$$

其中， y_{ct} 是地级市第一产业增加值的对数（ $lnmarketvalue$ ）。关键解释变量同（1）式相同，仍为 $Reform_{ct}$ 。（6）式中的控制变量同（1）式相同。

表 8 中控制最严格的第（3）列的估计结果表明：平均而言，《农村土地承包法》的实施会使所在地级市的农业市场规模增加约 4.5%。对农户土地流转和地级市市场规模的估计结果显示，《农村土地承包法》的实施确实促进了农户土地流转并扩大了农业市场规模。

表 8 对农业市场规模的影响

	(1)	(2)	(3)
	<i>lnmarketvalue</i>		
<i>Reform</i>	0.052* (0.027)	0.047* (0.027)	0.045* (0.025)
控制变量	No	部分	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
N	5530	5307	5307
R ²	0.972	0.972	0.973

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-年份层面的标准误。

（二）降低农业投资的不确定性

本小节估计《农村土地承包法》的实施对农业投资不确定性的影响。但要直接度量农业投资的不确定性并不容易，借鉴现有文献的做法，我们从如下两个角度来度量。当土地使用权的不确定性较高，即承包的土地随时可能被收回时，承包方无法有效收回其在土地上的长期投资收益，这会降低农户在土地上的长期投资（姚洋，1998）；而产权稳定带来的土地使用权不确定性的下降，会激励农户进行改良土壤质量的长期投资（包括使用农家肥）、增加不可逆的固定资产投资（郜亮亮等，2011；Besley, 1995）。与创新类似，创业活动也涉及大量不可逆的投资，企业家通过比较进入市场的预期收益与进入成本来决定是否新设企业；当投资不确定性下降时，进入市场的预期收益增加，新企业进入市场的激励增加（Cui & Li, 2023）。为此，本小节通过检验《农村土地承包法》是否促进农户的农家肥使用、固定资产投资，以及农业新企业成立，来检验该法是否降低了农业投资的不确定性。

首先，检验《农村土地承包法》是否促进农户的农家肥使用、固定资产投资。估计方程仍为（5）式，不过此时被解释变量 y_{cht} 表示 c 地级市 h 农户 t 年的农业长期投资。文献上大多采用农家肥与机械投入作为农业长期投资的衡量指标（郜亮亮等，2011；郜亮亮等，2013；王欧等，2016），为此，本文使用 2000-2013 年农村固定观察点农户调查数据构建了农户亩均农家肥投入与亩均机械支出变量作为被解释变量。表 9 的估计结果显示：平均而言，《农村土地承包法》的实施会使所在地级市农户的亩均农家肥投入与亩均机械支出分别增加约 21.7%与 25.3%。表 9 的估计结果表明，《农村土地承包法》的实施确实降低了农业投资中的不确定性。

表 9

对农业长期投资的影响

	(1)	(2)
	<i>ihsnongjiafei</i>	<i>ihsjixie</i>
<i>Reform</i>	0.217** (0.089)	0.253** (0.110)
控制变量	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
农户固定效应	Yes	Yes
N	205738	205736
Adjusted-R ²	0.494	0.653

注：数据是农户-年份层面的。第（1）列的因变量是农户亩均农家肥折价费的反双曲正弦函数（*ihsnongjiafei*），第（2）列的因变量是农户亩均机械作业费的反双曲正弦函数（*ihsjixie*）。括号内为聚类在省份-年份层面的标准误。

然后，我们估计《农村土地承包法》的实施对农业相关新企业成立的影响。具体地，我们估计如下回归方程：

$$E(\text{Agri_Firm}_{ct} | \text{Reform}_{ct}, X_{ct}, \text{Policy}_{pt}, \delta_c, \theta_t) = \exp(\alpha + \beta \text{Reform}_{ct} + X_{ct} + \text{Policy}_{pt} + \delta_c + \theta_t) \quad (7)$$

其中被解释变量为 *Agri_Firm_{ct}*，即 *c* 地级市 *t* 年成立的农业相关新企业数量。本文使用 2000-2015 年中国工商企业注册信息数据中的行业代码与国家统计局发布的《农业及相关产业统计分类（2020）》识别农业相关企业，^① 并利用企业经营场所所在行政区划与成立日期将农业相关企业注册数据加总到地级市-年份层面。关键解释变量同（1）式相同，仍为 *Reform_{ct}*；（7）式中的控制变量同（1）式相同。

表 10 中控制最严格的第（3）列的估计结果表明：平均而言，《农村土地承包法》的实施会使所在地级市农业相关新企业的成立数增加约 11.9%（ $\approx e^{0.112} - 1 = 1.119 - 1$ ）。表 10 的估计结果表明，《农村土地承包法》的实施确实降低了农业投资中的不确定性。

表 10

对农业新企业成立的影响

	(1)	(2)	(3)
	农业相关新企业数量		
<i>Reform</i>	0.123** (0.062)	0.124* (0.064)	0.112* (0.065)
控制变量	No	部分	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
N	4827	4527	4527
R ²	0.880	0.878	0.880

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-年份层面的标准误。

① 《农业及相关产业统计分类（2020）》中标记了“*”的 4 位数行业不计入农业及相关产业，原因是其仅部分活动属于农业及相关产业；大类“08 农业生态保护和环境治理”中野生动物保护、野生植物保护、动物园管理服务、水族馆管理服务、植物园管理服务、其他自然保护等 6 个 4 位数行业不计入农业及相关产业。

六、总结与讨论

二十大报告制定了我国农业农村的发展目标：未来 5 年“三农”工作要全面推进乡村振兴，到 2035 年基本实现农业现代化，到本世纪中叶建成农业强国。农业的出路在现代化，农业现代化的关键在科技进步和创新。但当前，我国农业科技创新整体迈进了世界第一方阵，但农业科技进步贡献率同世界先进水平相比还有不小的差距（习近平，2023）。农业创新水平的提高离不开我国的农业制度改革。通过对已有农业制度改革创新效应的科学评估，有助于未来借助政策调整而进一步实现农业创新质量提升的可能空间。为此，本文使用 2000-2018 年 incoPat 专利数据库、2000-2013 年中国农村固定观察点数据、2000-2015 年中国工商企业注册信息数据与《中国城市统计年鉴》等，结合双重差分法研究了《农村土地承包法》对我国农业创新的影响。估计结果显示，平均而言，《农村土地承包法》的实施使得所在地级市的农业发明专利授权数量显著地增加了约 12.8%。进一步的机制分析表明：《农村土地承包法》通过促进了农户土地流转并扩大了农业市场规模，与降低农业投资的不确定性，促进了农业创新。

当前，我国正处在建设农业强国与实现农业现代化的关键阶段，如何协调推进农业制度创新与农业科技创新，成为我们所面临的重要课题。本文的上述发现为我们提供了两点政策启示。第一，农业科技创新周期相对较长，通过进一步深化农业产权制度改革，有助于稳定预期并降低农业投资中的不确定性，激励农业创新。第二，我国拥有超大规模市场，农业政策未来的调整如果能够着眼于降低农业交易成本，有助于释放农业市场潜在需求，以市场化的方式诱导我国农业创新质量的提升。

参考文献

- 陈和午、聂斌, 2006: 《农户土地租赁行为分析——基于福建省和黑龙江省的农户调查》,《中国农村经济》,第02期。
- 陈钊、熊瑞祥, 2015: 《比较优势与产业政策效果——来自出口加工区准实验的证据》,《管理世界》,第08期。
- 郜亮亮、黄季焜、Rozelle Scott、徐志刚, 2011: 《中国农地流转市场的发展及其对农户投资的影响》,《经济学(季刊)》,第04期。
- 郜亮亮、冀县卿、黄季焜, 2013: 《中国农户农地使用权预期对农地长期投资的影响分析》,《中国农村经济》,第11期。
- 龚斌磊、张书睿、王硕、袁菱苒, 2020: 《新中国成立70年农业技术进步研究综述》,《农业经济问题》,第06期。
- 蒋省三等, 2010: 《中国土地政策改革》,上海三联书店。
- 赖晓敏, 2021: 《中国农业专利的数量、质量与经济效益研究》,华中农业大学,博士,245。
- 赖晓敏、张俊飏、李兆亮, 2019: 《中国农业专利的分布及影响因素》,《科技管理研究》,第15期。
- 李春涛、闫续文、宋敏、杨威, 2020: 《金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据》,《中国工

业经济》,第01期。

刘丽军、宋敏,2012:《中国农业专利的质量:基于不同申请时期、申请主体和技术领域的比较》,《中国农业科学》,第17期。

龙小宁、王俊,2015:《中国专利激增的动因及其质量效应》,《世界经济》,第06期。

齐绍洲、林岫、崔静波,2018:《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》,第12期。

王宏广等,2020:《中国粮食安全:战略与对策》,中信出版集团股份有限公司。

王欧、唐轲、郑华懋,2016:《农业机械对劳动力替代强度和粮食产出的影响》,《中国农村经济》,第12期。

习近平,2022:《论“三农”工作》,中央文献出版社。

习近平,2023:《加快建设农业强国推进农业农村现代化》,《求是》,第6期。

徐尚昆、王璐、杨汝岱,2022:《地权稳定与农业生产》,《金融研究》,第06期。

姚洋,1998:《农地制度与农业绩效的实证研究》,《中国农村观察》,第06期。

姚洋,2000:《集体决策下的诱导性制度变迁——中国农村地权稳定性演化的实证分析》,《中国农村观察》,第02期。

张杰、郑文平、新夫,2017:《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》,第10期。

张静,2003:《土地使用规则的不确定:一个解释框架》,《中国社会科学》,第01期。

中共中央党史和文献研究院,2023:《习近平关于国家粮食安全论述摘编》,中央文献出版社。

周立、罗建章、方平,2022:《21世纪中国的食物安全与食物主权》,《中国农村经济》,第10期。

邹伟、吴群、曲福田,2008:《免征农业税对农户土地利用行为的影响——基于14省25县(市)496农户的调查》,《资源科学》,第06期。

Acemoglu, D. and Linn, J., 2004, "Market Size in Innovation: Theory and Evidence From the Pharmaceutical Industry", *The Quarterly Journal of Economics*, 119(3): 1049-1090.

Angrist, J. D. and Pischke, J., 2009, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton university press.

Atanassov, J. and Liu, X., 2020, "Can Corporate Income Tax Cuts Stimulate Innovation?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 55(5): 1415-1465.

Benjamin, D. and Brandt, L., 2002, "Property Rights, Labour Markets, and Efficiency in a Transition Economy: The Case of Rural China", *The Canadian Journal of Economics*, 35(4): 689-716.

Besley, T., 1995, "Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence From Ghana", *Journal of Political Economy*, 103(5): 903-937.

Bhattacharya, U., Hsu, P., Tian, X. and Xu, Y., 2017, "What Affects Innovation More: Policy Or Policy Uncertainty?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(5): 1869-1901.

Cai, J., Chen, Y. and Wang, X., 2018, "The Impact of Corporate Taxes On Firm Innovation: Evidence From the Corporate

Tax Collection Reform in China", National Bureau of Economic Research.

Chari, A., Liu, E. M., Wang, S. Y. and Wang, Y., 2021, "Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China", *Review of Economic Studies*, 88(4): 1831-1862.

Coelli, F., 2022, "Trade Policy Uncertainty and Innovation: Evidence From China", *Available at SSRN 4169514*.

Cohn, J. B., Liu, Z. and Wardlaw, M. I., 2022, "Count (and Count-Like) Data in Finance", *Journal of Financial Economics*, 146(2): 529-551.

Cui, C. and Li, L. S., 2023, "Trade Policy Uncertainty and New Firm Entry: Evidence From China", *Journal of Development Economics*, 163: 103093.

Deininger, K. and Feder, G., 2001, "Land Institutions and Land Markets", *Handbook of Agricultural Economics*, 1: 287-331.

Dixit, A. K. and Pindyck, R. S., 1994, *Investment Under Uncertainty*, Princeton university press.

Faleye, O., Kovacs, T. and Venkateswaran, A., 2014, "Do Better-Connected CEOs Innovate More?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 49(5-6): 1201-1225.

Griliches, Z., 1957, "Hybrid Corn: An Exploration in the Economics of Technological Change", *Econometrica, Journal of the Econometric Society*: 501-522.

Hsu, P., Tian, X. and Xu, Y., 2014, "Financial Development and Innovation: Cross-Country Evidence", *Journal of Financial Economics*, 112(1): 116-135.

Hu, A. G., Zhang, P. and Zhao, L., 2017, "China as Number One? Evidence From China's Most Recent Patenting Surge", *Journal of Development Economics*, 124: 107-119.

Lambert, D. K. and Parker, E., 1998, "Productivity in Chinese Provincial Agriculture", *Journal of Agricultural Economics*, 49(3): 378-392.

Li, X., 2012, "Behind the Recent Surge of Chinese Patenting: An Institutional View", *Research Policy*, 41(1): 236-249.

Lin, J. Y., 1992, "Hybrid Rice Innovation in China: A Study of Market-Demand Induced Technological Innovation in a Centrally-Planned Economy", *Review of Economics & Statistics*, 74(1): 14-20.

Lin, J. Y., 1995, "Endowments, Technology, and Factor Markets: A Natural Experiment of Induced Institutional Innovation From China's Rural Reform", *American Journal of Agricultural Economics*, 77(2): 231-242.

Liu, L. J., Cao, C. and Song, M., 2014, "China's Agricultural Patents: How Has their Value Changed Amid Recent Patent Boom?", *Technological Forecasting and Social Change*, 88(12): 106-121.

Liu, Q. and Ma, H., 2020, "Trade Policy Uncertainty and Innovation: Firm Level Evidence From China ' S WTO Accession", *Journal of International Economics*, 127: 103387.

Marcus, A. A., 1981, "Policy Uncertainty and Technological Innovation", *Academy of Management Review*, 6(3): 443-448.

Moscona, J. and Sastry, K. A., 2023, "Does Directed Innovation Mitigate Climate Damage? Evidence From U.S. Agriculture*", *The Quarterly Journal of Economics*, 138(2): 637-701.

Nguyen, T., Cheng, E. and Findlay, C., 1996, "Land Fragmentation and Farm Productivity in China in the 1990S", *China Economic Review*, 7(2): 169-180.

- Popp, D., 2002, "Induced Innovation and Energy Prices", *American Economic Review*, 92(1): 160-180.
- Ravallion, M., 2017, "A Concave Log-Like Transformation Allowing Non-Positive Values", *Economics Letters*, 161: 130-132.
- Schmookler, J., 1966, "Invention and Economic Growth".
- Zhang, X. and Nie, H., 2021, "Public Health Insurance and Pharmaceutical Innovation: Evidence From China", *Journal of Development Economics*, 148: 102578.
- Zhao, X., 2020, "Land and Labor Allocation Under Communal Tenure: Theory and Evidence From China", *Journal of Development Economics*, 147: 102526.

Rural Land Contracting Law and Agricultural Innovation in China

Abstract

The key to agricultural modernization lies in the progress and innovation of agricultural science and technology, and the improvement of agricultural innovation is inseparable from the reform of China's agricultural institutions. This paper uses the 2000-2018 incoPat patent database, the 2000-2013 National Fixed Point Survey, the 2000-2015 China Industrial and Commercial Enterprise Registration Information Data and the "China Urban Statistical Yearbook", combined with the Difference-in-Differences method to study the impact of the "Rural Land Contracting Law" on China's agricultural innovation. The estimation results show that, on average, the implementation of the "Rural Land Contracting Law" has significantly increased the number of agricultural invention patent authorizations in the local cities by about 12.8%. Further mechanism analysis shows that the "Rural Land Contracting Law" promotes agricultural innovation by promoting the transfer of farmers' land, expanding the agricultural market size, and reducing the uncertainty of agricultural investment. The above findings show that if China can further deepen the reform of the agricultural institutions and reduce agricultural transaction costs, it will help expand the scale of China's agricultural market size and reduce the uncertainty of agricultural investment, and ultimately induce the improvement of the quality of China's agricultural innovation in a market-oriented manner.

Keywords: Rural Land Contracting Law; Land Lease; Agricultural Innovation

附录：农业专利的具体度量方式

本附录对农业专利的度量方式来自 Liu 等（2014）。

类型	范围	检索式	备注
总类	农业	A01; A21; A22; A23; A47C 9/04; A61D**; B09C**; B05B+农; C05; C07+关键词; C07H 21/**; C07K 14/**; C12 (-C12L; -C12N 5/08; -C12N 5/22; -C12N 5/28; -C12N 15/07); C13; G01N33/02; G01N33/03; G01N33/04; G01N33/06; G01N33/08; G01N33/10; G01N 33/12; G01N 33/14; G01N 33/53*; G01N 33/54*; G01N 33/55*; G01N 33/56*; G01N 33/571; G01N 33/573; G01N 33/574; G01N 33/576; G01N 33/577	
种植业	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）	A01B*; A01C**; A01D**; A01F**; A01G** (-A01G 11/*; -A01G 13/*) A01H**; A01N 3/**; B09C**; B05B+摘要	A01H**（只包括常规部分，用关键词去除转基因部分） 摘要=农
畜牧业	饲料及制备装置；捕捉、诱捕、饲养或养殖；兽医用仪器、器械、工具或方法；挤奶；屠宰；动物的新品种获得方法	A01J 1/**; A01J 3/**; A01J 5/**; A01J 7/**; A01J 9/**; A01K 1/**; A01K 3/**; A01K 5/**; A01K 7/**; A01K 9/**; A01K 11/**; A01K 13/**; A01K 14/**; A01K 15/**; A01K 17/**; A01K 19/**; A01K 21/**; A01K 23/**; A01K 25/**; A01K 27/**; A01K 29/**; A01K 31/**; A01K 33/**; A01K 35/**; A01K 37/**; A01K 39/**; A01K 41/**; A01K 43/**; A01K 45/**; A01K 47/**; A01K 49/**; A01K 51/**; A01K 53/**; A01K 55/**; A01K 57/**; A01K 59/**; A01K 67/**; A01L **; A01M 23/**; A01M 25/**; A01M 27/**; A01M 29/**; A01M 31/**; A01M 99/**; A22B **; A23N 17/**; A23K **; A47C 9/04; A61D**	
渔业	鱼类；捕鱼	A01K 61/**; A01K 63/**; A01K 65/**; A01K 69/**; A01K 71/**; A01K 73/**; A01K 74/**; A01K 75/**; A01K 77/**; A01K 79/**; A01K 80/**; A01K 81/**; A01K 83/**; A01K 85/**; A01K 87/**; A01K 89/**; A01K 91/**; A01K 93/**; A01K 95/**; A01K 97/**; A01K 99/**	
农化	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	A01G 11/**; A01G 13/**; A01M 1/**; A01M 3/**; A01M 5/**; A01M 7/**; A01M 9/**; A01M 11/**; A01M 13/**; A01M 15/**; A01M 17/**; A01M 19/**; A01M 21/**; A01N** (-A01N 1/**; -A01N 3/**); A01P**; C07+关键词 OR 分类号; C05**	关键词：农药、植保、杀菌、杀线虫、杀昆虫、杀螨、除草、杀害虫、植物生长调节 分类号：A01
食品业	谷物处理；焙烤；肉品、家禽、鱼、乳制品、食用油、脂肪、咖啡、茶、可可、蔬菜、水果、酒类、醋、糖的加工和处理；食料成型或加工	A01J 11/*; A01J 13/**; A01J 15/**; A01J 17/**; A01J 19/**; A01J 21/**; A01J 23/**; A01J 25/**; A01J 99/**; A21; A22C; A23B; A23C; A23D; A23F; A23G; A23J; A23L; A23N 1/**; A23N 3/**; A23N 4/**; A23N 5/**; A23N 7/**; A23N 11/**; A23N 12/**; A23N 15/**; A23P; C12C; C12F; C12G; C12H; C12J; C12L 9/**; C12L 11/**; C13; G01N 33/02; G01N 33/03; G01N 33/04; G01N 33/06; G01N 33/08; G01N 33/10; G01N 33/12; G01N 33/14	
农	用于转基因的潜在核酸	C07H 21/**; C07K 14/**; C12N 5/** (-C12N 5/08、	C12N 5/08; C12N

类型	范围	检索式	备注
业 生 物 技 术	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	C12N5/22、-C12N5/28); C12N15/** (—C12N15/07); C12Q 1/68; A01H*; <u>A01N63/**; A21D8/04; A23B4/20; A23B4/22;</u> <u>A23B5/14; A23B5/16; A23B7/154; A23B7/155;</u> <u>A23B9/26; A23B9/28; A23C9/12; A23C9/123;</u> <u>A23C9/127; A23C13/16; A23C17/**; A23C19/032;</u> <u>A23C19/04; A23C21/02; A23F3/10; A23G1/42;</u> <u>A23G4/12; A23G9/36; A23J1/18; A23J3/20;</u> <u>A23J3/34; A23K1/165; A23L1/054; A23L1/105;</u> <u>A23L2/84; A23L3/3463; A23L3/3571; B09C1/10;</u> C05F11/08; C12G1/022; C12H1/15; C12M; C12N1/**; C12N 3/**; C12N7/**; C12N9/**; C12N11/**; C12N13/**; <u>C12N</u> <u>15/03; C12N15/04; C12N15/70; C12N15/71; C12N15/72;</u> <u>C12N15/73; C12N15/74; C12N15/75; C12N15/76; C12N</u> <u>15/77; C12N15/78; C12N15/79; C12N15/80; C12N15/81;</u> <u>C12N15/83; C12N15/84; C12N15/86*; C12P; C12Q;</u> C12S; G01N33/53*; G01N33/54*; G01N33/55*; G01N 33/56*; G01N33/571; G01N33/573; G01N33/574; G01N33/576; G01N33/577; G01N33/68	5/22、C12N5/28、 C12N15/07涉及人 类 A01H** (只包括 转基因部分) 标下划线部分为 在前面领域中出 现过的

注：为了适应技术的发展，IPC分类表会周期性地修订。本文的农业专利基于第8版（2006.01版）IPC分类表进行检索甄别，后续不再根据新的IPC表检索，原因是各专利局对于已有的专利文献不再进行重新分类，并且IPC分类号是年度调整，年份固定效应可以部分吸收其调整变化。