徐亚东．农业技术进步对耕地地租和地租率的影响研究——以设施蔬菜农产品为例［J］．山西农业大学学报（社会科学版），2026，25（3）：48-65.
XU Yadong. Study on the influence of agricultural technology progress on land rent and land rent rate：based on facility vegetable products［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2026，25（3）：48-65.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2026.03.005

农业技术进步对耕地地租和地租率的影响研究
——以设施蔬菜农产品为例

徐亚东
（西南大学 经济管理学院，重庆 400715）

摘 要：耕地地租快速上涨已经影响到中国粮食安全，而现有文献对这一问题的分析聚焦于流转地租金，既忽视了中国仍然有60%以上属于自有耕地的现实，也忽视了从农业技术进步视角分析耕地地租问题。为了揭示农业技术进步对耕地地租和地租率的影响，利用全国农产品成本收益等相关数据，以蔬菜农产品为研究对象，用设施农业刻画农业技术进步，实证分析农业技术进步对耕地地租和地租率的影响。基准回归结果表明，以设施农业为代表的农业技术进步虽然显著提高了耕地地租，但是降低了地租率。采用交互固定效应模型和倾向得分匹配方法，以及以时间趋势变量来刻画的广义农业技术进步也得到相同结论。机制分析结果表明，以设施农业为代表的农业技术进步对蔬菜农产品亩均产值的促进作用大于耕地地租，从而负向影响地租率；同时也会通过提高单位价格和亩均产量来提高耕地地租，且相对于数量，农业技术进步主要作用于蔬菜农产品质量。由此，需要坚持农业的根本出路在于科技，结合农业发展实际推动农业科技研发、转化与推广，同时促进设施农业现代化发展，注重差异化发展。

关键词：农业技术进步；设施农业；耕地地租；地租率；蔬菜农产品
中图分类号：F326 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2026）03-0048-18

一、问题提出与文献综述

习近平总书记在党的二十大报告中明确提出，“确保粮食、能源资源、重要产业链供应链安全”，粮食安全是国家安全的基础。然而，农业生产成本特别是耕地地租（或土地成本）的快速上涨已对中国粮食安全产生负面影响[1-2]。宏观数据显示，2011年和2020年9类粮油农产品的耕地地租分别为149.293元/亩和233.664元/亩，上涨了56.514%；10类蔬菜农产品的耕地地租分别为268.263元/亩和411.830元/亩，上涨了53.517%①。同时，大量的微观数据也表明流转地租金较高，表现为耕地过度资本化[3-4]。面对全球农产品市场和中国粮食安全新形势的变化，农业生产成本特别是耕地地租的快速上涨已亟待党和国家的重视和治理。

国内外学术界关于耕地地租的讨论主要聚焦于耕地流转租金。早期关注流转地租金较低的问题[5-6]，近期则关注高额流转地租金或者农地土地过度资本化问题[3,7]。首先，流转地租金与该地用于农业生产获得的实际收益呈正相关[8]。流

① 本文使用的蔬菜农产品耕地地租数据来自国家发展和改革委员会价格司、价格成本调查中心编制的《全国农产品成本收益资料汇编》，该资料统计的主要变量以“亩”为单位，从而本文耕地面积也以“亩”为单位。亩与公顷的换算关系为：15亩＝1公顷。

收稿日期：2026-01-04 **修回日期：**2026-01-18
基金项目：国家社会科学基金重点项目“深入实施藏粮于地、藏粮于技战略的路径与政策研究”（21AZD032）；重庆市社会科学规划博士项目“生产性老龄化背景下系统推进现代化农业经营体系建设的重点方略与政策支持研究”（2024BS072）；“西南大学2035先导计划”国民经济双循环赋能乡村振兴（SWUPilotPlan025）
作者简介：徐亚东，研究方向：农村土地制度。

转地租金具有显著的“差序格局”特征，同时流转地租金越高越偏向于“非粮化”生产[9-12]。其次，与收益相关的耕地特征、农产品价格等也会影响流转地租金[13-14]。农产品价格的政策改革对耕地地租也具有显著的影响[15-16]。再次，农业补贴政策和农地确权政策提高了耕地地租，前者通过承包农户与经营业主之间的动态博弈实现[17-22]，后者通过耕地“人格化”提高了流转地租金[23]。最后，流转地租金还嵌入各个相关利益主体之间的“关系”中，受到多重社会因素的影响[24]。例如，政府干预流转市场是导致流转地租金上涨的重要原因[7, 25]；再如，承包户和经营户的价格博弈、签订的合约形式均会显著影响流转地租金[5, 8, 26]。另外，关于能够有效降低流转地租金的研究，主要聚焦于农村宗族网络和人情交换的影响[27-29]，部分文献还讨论了农村大量的“零租金”现象[30-31]。

现有文献存在以下不足：一是对耕地地租的研究并不充分。耕地地租为耕地作为一种生产要素投入到生产中的成本，不仅包括流转地租金①，还包括农业经营主体自有耕地的折价②，所以，部分文献将地租等价于流转地租金是不严谨的[5, 32]。当前，中国仍然有60%以上的耕地经营权没有流转，属于农业经营主体的自有耕地，讨论中国耕地地租问题不能忽视60%以上自有耕地的折价。二是缺乏对地租率的关注。关于地租率的讨论，仅有少部分文献略有涉及。例如，全世文等讨论了地租率的变化趋势，不过是将其作为论证耕地过度资本化的证据[3]。国内仅有黄天宇等的研究系统地讨论了地租率的影响因素[33]。黄天宇等利用20世纪30年代东北地区的农村微观调查数据研究发现，地租率受到耕地质量、农产品价格、生产环境、耕地资源禀赋和非农产业发展的影响[33]。三是关于耕地地租的影响因素分析缺乏农业技术进步视角。农业经营规模的扩大有利于农业机械的使用和先进技术的推广，同时农业技术进步不仅有利于提高农产品的品质和数量，还有利于实现农业生产要素之间的相互替代[34-35]，从而影响耕地地租和地租率。另外，农业技术进步是中国农业生产率增长的重要源泉，对农业增长的贡献率日趋提高[36]。由此，有必要从农业技术进步的视角分析耕地地租和地租率问题。

农业技术进步的内涵较为丰富，包括农艺技术改进、新品种培育、经营管理模式优化、生物农药技术创新、信息技术发展、秸秆还田技术创新等。所以，讨论农业技术进步对耕地地租和地租率的影响需要找到一个合适的“把手”。设施农业是利用现代科学技术，为农作物生长创造出适宜的生长环境，并获得优质农产品的现代农业[37-38]，是农业技术进步的典型代表。张震和刘学瑜认为，越来越多先进的技术将会被应用到设施农业中，技术集成化趋势明显[39]。在数字技术不断创新与推广下，设施农业会得到进一步的发展。由此，设施农业是刻画农业技术进步，分析农业技术进步对耕地地租和地租率影响的较好“把手”。另外，设施农业也是中国式农业农村现代化的发展方向，2023年中央一号文件明确提出，“发展现代设施农业”和“实施设施农业现代化提升行动”。当然，设施农业的用途较多（可用于生产花卉，栽培蔬菜，苗木栽培，养殖发展），且不同用途的设施农业差别较大。所以，考虑到数据可得性，以及设施农业面积八成以上

① 流转地租金指生产者转包他人拥有经营权的耕地或承包集体经济组织的机动地（包括沟渠、机井等土地附着物）的使用权而实际支付的转包费、承包费（或称出让费、租金等）等土地租赁费用。流转地租金按照生产者实际支付的转包费或承包费净额计算。转包费或承包费净额是指从转包费或承包费中扣除统一收取的机械和排灌作业、技术服务、病虫害防治等与生产相关的直接生产费用（收取的生产费用应计入相应指标项目）后的余额。

② 自营地折租指生产者自己拥有经营权的土地投入生产后所耗费的土地资源按一定方法和标准折算的成本，反映了自营地投入生产时的机会成本。自营地折租应主要参照当地土地转包费或承包费净额计算。具体核算方法和核算参照值选取顺序如下：(1)第一参照值：当地转包他人耕地或承包集体经济组织机动地用于种植所调查产品或者种植与该产品收益相当的其他产品的中等水平转包费或承包费净额；(2)第二参照值：当地转包他人土地或承包集体经济组织机动地用于种植与所调查产品的收益水平相差较大的其他产品的中等水平转包费或承包费净额，按产值比例折算后得到的数值；(3)第三参照值：如果当地很少发生农用地转包或集体机动地承包现象或者已发生的现象不具有代表性，由县或省级成本调查机构根据全县或全省的补贴、种植收益等情况规定统一的自营地折租水平。

种植蔬菜的现实情况[①]，本文以蔬菜农产品为研究对象，基于2011—2020年全国农产品成本收益等相关数据[②]，实证分析以设施农业为代表的农业技术进步对蔬菜农产品耕地地租和地租率的影响。

与现有研究相比，本文的边际贡献体现在三个方面。一是以设施蔬菜农产品为例，从农业技术进步的视角讨论了耕地地租和地租率的影响因素，并通过实证分析发现以设施农业为代表的农业技术经济进步提高了耕地地租，同时降低了地租率，丰富了耕地地租和地租率的研究视角。二是考虑了中国仍然有60%以上属于自有耕地的现实，明确将被解释变量聚焦于耕地地租而非流转地租金，并在实证分析过程中，考察了农业技术进步对流转地租金和自营地折租的影响，丰富了耕地地租的研究内容。三是通过交互固定效应和倾向得分匹配方法讨论了模型的遗漏变量问题和样本选择偏差问题，更为充分地考虑了模型的内生性问题，从而得出的研究结论更为稳健，也更为准确。

二、设施农业发展与理论分析

（一）设施农业发展

设施农业被认为是从传统农业向现代农业转型升级过程中的重要标志，是推进“菜篮子”工程的重要保障，更是农业现代化发展的方向之一。设施农业不仅克服了农产品生产种植“靠天吃饭”的不确定性，还在一定程度上缓解了粮菜争地矛盾。中国设施农业的发展开始于20世纪80年代中后期，以山东省寿光市冬暖式大棚为典型代表。在国民需求拉动和中央政策推动的背景下，设施农业取得较快的发展[39]。2008年7月颁布了《农业部关于促进设施农业发展的意见》；2011年3月颁布的《国民经济和社会发展第十二个五年规划纲要》中明确提出“加快发展设施农业”；2023年2月颁布的《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》中进一步提出“发展现代设施农业”，将其作为小节标题并展开论述。可以发现，党和国家对设施农业的重视程度不断提高，且成长空间较大[1]。

《中国县域统计年鉴》的数据显示，2013年和2020年中国设施农业的占地面积分别为270.804万公顷和331.864万公顷，增加了22.548%。中国设施园艺面积占世界设施园艺面积的80%，位居世界第一；玻璃温室面积仅次于荷兰，位居世界第二；整体而言，中国设施农业面积居世界前列[37]。设施农业是具有高附加值的“新农业”，其以17%的蔬菜播种面积生产了38%的蔬菜总产量，占到总农业产值的17.9%[40]。这也是黄宗智认为“新农业”发展是中国农业经济发展主要动力的现实依据[41]。那么，设施农业通过利用现代科学技术，改变要素投入结构，实现大幅度提高蔬菜农产品产值和劳动生产率的同时，究竟如何影响耕地地租和地租率？其作用机制是什么？对这些问题学界尚未给出明确回答。因此，有必要针对设施农业如何影响耕地地租和地租率问题开展理论分析和实证检验。

（二）理论分析

耕地地租为耕地作为一种生产要素投入到生产中的成本，不仅包括流转地租金，还包括自营地折租。例如，在拥有地主和佃农的理论模型中，地主和佃农之间的合约关系一般包括三类，分别是雇工合约、分成合约和定额合约。在雇工合约中，耕地地租为农业产出减去物质投入，以及佃农工资费用后的剩余，表现为自营地折租。在定额合约中，耕地地租为佃农支付给地主的固定金额，表现为流转地租金。在分成合约中，耕地地租为佃农支付给地主的部分农业产出，既具有流转地租金的性质，又具有自营地折租的性质。在中国农村实践过程中，股份合作多采用“保底收益＋按股分红”的股份分红标准。其中，“保底收益”表现为流转地租金，而“按股分红”则表现为自营地折租。当然，当交易成本较低甚至为零时，三类合约的农业生产效率相同，耕地

① 数据来源：中华人民共和国农业农村部.中国设施农业面积占世界80%以上，其中大部分种植蔬菜——拎稳“菜篮子”，给设施农业升级.http://www.moa.gov.cn/ztzl/2023yhwj/xcbd_29328/202303/t20230309_6422688.htm，2023年3月9日。

② 《全国农产品成本收益资料汇编》收录了我国各个省份主要农产品的生产成本和收益资料，其中关于土地成本的测度包括了流转地租金和自营地折租，这为讨论设施农业对蔬菜农产品耕地地租和地租率的影响提供了数据支撑。

地租和地租率的大小也相等[42]。在明确耕地地租概念的基础上，下文将分析以设施农业为代表的农业技术经济如何影响耕地地租和地租率。

一方面，设施农业是“高投入”农业，不仅加大了对耕地质量的改造，同时提高了对耕地设施的投入，从而提高了耕地地租。一是设施农业中的设施一般指温室大棚、连栋温室、玻璃温室和植物工厂等，即需要构造具有封闭性的空间。同时，设施农业不仅在耕地上投资建设温室大棚等，而且采用新的农业技术，包括品种选育、栽培、气温控制、养分调节、病虫害防治、水肥灌溉、机械应用等方面。根据级差地租Ⅱ的定义，在耕地上的多次投资（包括设施投资和技术引进等）会提高级差地租Ⅱ[43]。二是设施农业既可以在改善现有土壤条件后进行生产，同时又可以在土壤质量较差的耕地上利用人工土壤或者水培进行生产。换句话说，设施农业会通过耕地建设提高耕地肥力，改善土壤质量。由此，设施农业虽然没有改变耕地的地理位置，但是提高了耕地的肥力和有机质，从而提高极差地租Ⅰ。三是部分设施农业已经可以实现封闭空间的高效立体种植，提高了对空间的利用率[1]。根据杨奇才和杨继瑞的研究，空间级差地租是相同地段相同外部环境相同面积的土地对空间利用不同而产生的级差收益[44]。由此，部分先进的设施农业还产生了空间极差地租。综上所述，设施农业提高了耕地的利用效率，特别是提高了对贫瘠耕地的利用，通过运用新的农业技术，既提高了极差地租Ⅰ，又提高了极差地租Ⅱ，甚至还可能提高了空间极差地租，即以设施农业为代表的农业技术进步会提高耕地地租。

进一步从自营地折租和流转地租金的角度分析以设施农业为代表的农业技术进步的影响。一是关于自营地折租的上涨。“高投入”意味着高机会成本，设施农业相对于非设施农业而言，虽然缓解了“靠天吃饭”的不确定性，但是其高额投入成为设施农业发展的门槛之一[39]，即农民参与设施农业生产的机会成本较高。“高产出”也意味着其他农业经营主体的高机会成本，以设施农业为代表的农业技术进步不断拔高单位面积农产品产值的天花板，提高了农业生产的平均利润，这意味着计算自营地折租的参照值不断提高，即自营地折租不断上升。二是关于流转地租金的影响。设施农业必然要在耕地上建造农业设施，这部分改变了耕地的形态，提高了耕地复垦的成本，从而增加了流转地租金；同时，设施农业的前期投入较高，沉没成本和资产专用性较大，农业经营主体在与承包农户的价格博弈过程中容易受到威胁[45]，从而会以更高的流转地租金为代价降低承包农户的违约风险。由此，以设施农业为代表的农业技术进步既会提高自营地折租，又会提高流转地租金，从而提高耕地地租。

另一方面，设施农业是“高产出”农业，通过推动现代要素对传统要素的替代，从而提高单位面积农产品的品质与产量。现代要素对传统要素的替代被认为是农业发展的重要标志[46]，而这一过程中农业技术进步承载着关键作用。农业技术进步（设施农业）主要通过以下途径对生产要素的替代产生影响。一是新的农业技术进步可能匹配更高水平的农业要素投入，特别是新品种农业技术进步[47]。大量现代化肥品的投入是高产农产品品种实现增产效应的充分条件。中国20世纪80年代初亩均产出量的增长不仅是因为制度变革的原因，还可能是新品种推广和化肥使用量增加的共同结果[48]。二是新的农业技术进步直接引入新的农业生产要素，特别是新型肥料、农药和新材料技术进步[49]。早期化肥的元素含量较为单一，且浓度较低；早期农业也是高毒、低效的，且具有高残留物问题，例如毒杀芬、DDT等。伴随农业技术进步，高效、低毒的新型农药和高浓度复合肥不断更新换代，更好地解决了农业生产的病虫害问题和肥料问题，提高了要素的边际生产率，从而对生产要素的替代产生影响。三是除了上述要素质量的提升改变了要素替代关系外，技术进步引发的现代要素价格下降也会促进现代要素对传统要素的替代。当然，以设施农业为代表的农业技术进步的上述三个途径不是割裂的，而是共同发挥作用，提高单位面积农产品的品质与产量，即提高亩均产值。

综上，以设施农业为代表的农业技术进步提高了耕地地租（包括自营地折租和流转地租金两个部分和亩均产值，根据地租率的计算公式，必然会对地租率产生影响，如图1）。然而，以设施农业为代表的农业技术进步对地租率的影响方

向，与其对耕地地租增长幅度和亩均产值增长幅度的影响大小相关，有待实证分析和比较。

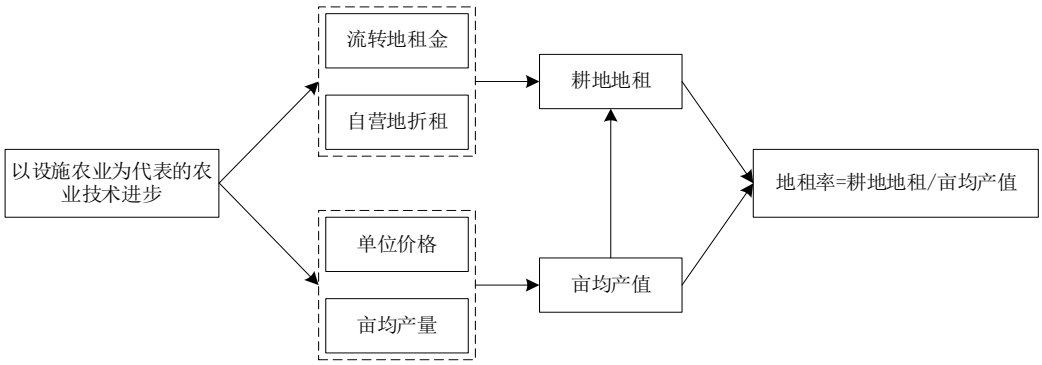


图1 农业技术进步对耕地地租和地租率的影响机制

三、计量模型、指标选择与数据来源

（一）计量经济学模型

本文讨论的问题是农业技术进步如何影响地租率，并以设施蔬菜农产品为例进行实证分析，构建以下计量经济学模型进行验证：

$$R_{pit}=\lambda_0+\lambda_1 Facility_{pit}+\lambda_p X_{pit}+D_p+D_i+D_t+\omega_{pit} \quad (1)$$

$$r_{pit}=\alpha_0+\alpha_1 Facility_{pit}+\alpha_p X_{pit}+D_p+D_i+D_t+u_{pit} \quad (2)$$

其中，pit分别表示p省份、第i类蔬菜农产品、第t年；R表示耕地地租，包括流转地地租和自营地折租；r表示地租率，计算公式为蔬菜农产品的耕地地租R占亩均产值Y[①]的比重；$Facility$表示是否为设施蔬菜农产品，当$Facility=1$时，表示属于设施蔬菜农产品；当$Facility=0$时，表示不属于设施蔬菜农产品；X表示控制变量；模型还控制了省份固定效应（D_p）、品种固定效应（D_i）和时间固定效应（D_t）；u表示随机干扰项。λ_1和α_1是本文重点关注的回归系数。例如，当$\alpha_1<0$且显著时，表明以设施农业为代表的农业技术进步显著降低了地租率；当$\alpha_1>0$且显著时，表明以设施农业为代表的农业技术进步显著提高了地租率；当$\alpha_1=0$时，表明以设施农业为代表的农业技术进步对地租率的影响不显著。根据蔬菜农产品地租率的定义公式，机制分析需要进一步实证分析设施农业对蔬菜农产品亩均产值Y和耕地地租R的影响。由于需要比较亩均产值和耕地地租的变化率，构建对数-线性模型加以验证：

$$\ln Y_{pit}=\beta_0+\beta_1 Facility_{pit}+\beta_p X_{pit}+D_p+D_i+D_t+\upsilon_{pit} \quad (3)$$

$$\ln R_{pit}=\gamma_0+\gamma_1 Facility_{pit}+\gamma_p X_{pit}+D_p+D_i+D_t+\varepsilon_{pit} \quad (4)$$

其中，$\ln Y$表示亩均产值对数值；$\ln R$表示耕地地租对数值；其他变量与公式（1）相同。β_1和γ_1是本文重点关注的回归系数，经济学含义分别为设施农业相对于非设施农业而言，蔬菜农产品的亩均产值和耕地地租分别为β_1和γ_1。同时，当$\alpha_1<0$且显著时，理论上有$\beta_1>\gamma_1$；当$\alpha_1>0$且显著时，理论上有$\beta_1<\gamma_1$；当$\alpha_1=0$，理论上有$\beta_1=\gamma_1$。

（二）指标选择

借鉴现有研究[23, 33]，本文的控制变量X选择如下：（1）地区经济发展速度，用以控制地区发展对耕地地租和地租率的影响，指标选择各省份实际经济增长率；（2）农地流转非粮化率，用以控制农地流转市场中流转用途变化趋势对耕地地租和地租率的影响，计算公式为流转耕地用于种植非粮食作物的耕地面积占全部流转耕地面积的

① 亩均产值指生产者通过各种渠道出售每亩主产品所得收入和留存的主产品可能得到的收入之和。其中售出部分按实际出售收入计算。以实物折抵租金的或以物易物的视作出售，以所折抵金额或所交换物品的市场价格计算出售收入。留存产品（包括自食自用的、待售的、馈送他人的）按已出售产品的综合平均价格和留存数量计算价值，但如果调查期内尚未开始出售或尚未大量出售的，应按照当地该产品大量上市后的预计出售价格计算。

比重；（3）农地流转股份化率，用以控制农地流转市场中流转方式变化趋势对耕地地租和地租率的影响，计算公式为以股份合作形式流转的耕地面积占全部流转耕地面积的比重；（4）有效灌溉面积占比，用以控制耕地质量水平和灌溉条件对耕地地租和地租率的影响，计算公式为各省有效灌溉的耕地面积占家庭承包经营的耕地面积比重；（5）农业机械总动力对数，用以控制农业机械化对耕地地租和地租率的影响，指标选择各省份农业机械总动力并取对数；（6）时间固定效应，用以控制随时间而变化的遗漏变量的影响；（7）省份固定效应，用以控制随省份而变化的遗漏变量的影响；（8）品种固定效应，用以控制随品种而变化的遗漏变量的影响。

（三）数据来源

本文使用的数据来自《全国农产品成本收益资料汇编》（2012—2021年）、《中国农村经营管理统计年报》（2011—2018年）、《中国农村政策与改革统计年报》（2019—2020年）和《中国统计年鉴》（2012—2021年），所有缺失数据采用插值法进行补齐。其中，《全国农产品成本收益资料汇编》统计了中国2011—2020年主要农产品生产成本和收益的相关数据，地租率的计算所需要的蔬菜农产品耕地地租和亩均产值来自这份资料，是否为设施农业也来自这份资料。总体而言，样本数据涉及10类蔬菜农产品（西红柿、黄瓜、茄子、菜椒、圆白菜、大白菜、马铃薯、菜花、萝卜和豆角）、10年（2011—2020年）和30个省份①。由于每个省份仅统计了部分种类蔬菜农产品，所以构成的是非平衡面板数据，共计2784份样本。其中，设施农业的蔬菜农产品样本有624份，非设施农业的蔬菜农产品样本有2160份。

总体而言，蔬菜农产品的地租率和耕地地租分别为5.670%和316.633元/亩。其中，设施蔬菜农产品和非设施蔬菜农产品的地租率分别为3.488%和6.300%，后者远高于前者，是前者的1.806倍；耕地地租分别为433.090元/亩和282.990元/亩，前者是后者的1.530倍。相对于非设施蔬菜农产品而言，设施蔬菜农产品具有更高的耕地地租和更低的地租率。同时，容易发现，设施蔬菜农产品的亩均产值和亩均总成本②均高于非设施蔬菜农产品，即设施蔬菜农产品是一个典型的“高投入—高产出”农业产业。“高投入”表现为设施蔬菜农产品的亩均物质与服务费用③投入和亩均人工成本④投入分别为3207.840元和4439.723元，而非设施蔬菜农产品的两类投入分别为1034.421元和2018.886元，前者是后者的3.101倍和2.199倍。“高产出”表现为设施蔬菜农产品的出售价格⑤和亩均产量⑥分别为137.074元和5012.922公斤，是非设施蔬菜农产品的1.533倍和1.450倍。设施蔬菜农产品相对于非设施蔬菜农产品而言，具有更高的资本投入和人工投入，然而产出的增加比例远低于投入的增加比例，属于黄宗智提出的“资本—劳动”双密集化农产品[41]。设施蔬菜农产品和非设施蔬菜农产品的成本产出比分别为1.645和1.659，后者甚至略高于前者。但是，无论如何，由非设施蔬菜农产品种植转向设施蔬菜农产品种植，总成本虽然增加了4744.356元，亩均产值却增加更多，增加了7756.522元。所以，种植设施蔬菜农产品可以获得更多的经济利益。样本的其他描述性分析见表1。

四、实证分析

（一）基准回归分析

表2是设施农业对耕地地租和地租率影响的实证结果。第（1）和（3）列控制了时间固定效应、品种固定效应和省份固定效应，设施农业虚拟变量的回归系数值分别显著为114.578和−1.660；第（2）和（4）列进一步控制了“年份—省份”层面的控制变量，此时设施农业虚拟

① 由于西藏自治区的数据存在较大缺失，所以不包括西藏自治区。

② 总成本指生产过程中耗费的现金、实物、劳动力和土地等所有资源的成本。

③ 物质与服务费用指在直接生产过程中消耗的各种农业生产资料的费用、购买各项服务的支出以及与生产相关的其他实物或现金支出。包括直接费用和间接费用两部分。

④ 人工成本指生产过程中直接使用的劳动力的成本。包括家庭用工折价和雇工费用两部分。

⑤ 每50公斤主产品平均出售价格。

⑥ 亩均产量指每亩实际收获的农作物主要产品的数量。

表1 描述性分析

变量	总样本（N=2784）		*Facility*=1（N=624）		*Facility*=0（N=2160）	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
地租率	5.670	3.668	3.488	1.723	6.300	3.836
耕地地租	316.633	146.433	433.090	170.694	282.990	119.082
亩均产值	7273.739	4456.200	13 291.730	3820.241	5535.208	2809.724
亩均总成本	4399.687	2522.095	8080.653	2203.66	3336.297	1323.143
出售价格	100.097	50.816	137.074	40.961	89.414	48.323
亩均产量	3805.938	1550.043	5012.922	1390.111	3457.254	1413.062
流转地租金	67.183	112.812	143.360	186.077	45.176	65.207
自营地折租	239.570	134.693	288.660	159.150	225.388	123.204
设施农业	0.224	0.417	1.000	0.000	0.000	0.000
地区经济发展速度	7.802	2.987	7.355	2.818	7.931	3.023
农地流转非粮化率	0.541	0.182	0.515	0.168	0.549	0.186
农地流转股份化率	0.019	0.030	0.020	0.035	0.018	0.028
有效灌溉面积占比	0.753	0.382	0.821	0.429	0.733	0.365
农业机械总动力对数	7.805	1.065	7.567	1.334	7.873	0.964

变量的回归系数值分别为114.795和－1.656，在1%显著性水平下通过统计学检验。经济学含义为，相对于非设施蔬菜农产品，设施蔬菜农产品的耕地地租每亩平均高了114.795元，而地租率则平均低了1.656%。可以发现，加入“年份—省份”层面的控制变量后，核心解释变量的回归系数值变化较小，且符号和显著性水平保持不变，回归结果保持稳健。核心解释变量的回归系数值在第（2）列和第（4）列的符号相反，表明以设施农业为代表的农业技术进步虽然显著提高了耕地地租，但同时降低了地租率。

控制变量的回归结果如下：（1）地区经济发展速度的回归系数值分别为0.828和－0.083，仅后者通过统计学检验。结果表明地区经济发展速度对耕地地租的影响并不显著，而对地租率的影响则显著为负。伴随地区经济发展和收入水平提升，居民对蔬菜农产品的数量需求和品质需求均快速上涨，这促进了设施蔬菜农产品生产[41]。设施蔬菜农产品是典型的“劳动—资本”双密集型农产品，虽然投入高，但是产量、品质和总产值也相对较高。一般而言，亩均产值越高，地租率越低。（2）农地流转非粮化率的回归系数值分别为24.855和2.460，仅后者通过统计学检验。结果表明农地流转非粮化率对耕地地租的影响并不显著，而对地租率的影响则显著为负。经济学含义为，农地流转非粮化率每增加1个百分点，地租率平均提高0.025%。样本期内，农地流转非粮化率由53.778%下降到52.819%，整体上对地租率的影响为－0.024%，解释了地租率变化①的4.651%。（3）农地流转股份化率的回归系数值分别为265.885和2.756，仅前者通过统计学检验。结果表明农地流转股份化率对耕地地租的影响显著为正，而对地租率的影响则不显著。经济学含义为，农地流转股份化率每增加1个百分点，耕地地租每亩平均提高2.659元。以农地股份合作形式的流转较多签订了书面流转合同，而签订书面流转合同意味着市场化流转，即流转地租金更高[50]；另外，由于监督成本较高，股份合作多采用“保底收益＋按股分红”的股份分红标准[51]。其中，“保底收益”类似于农地出租（转包）的租金，即股份合作形式的农地流转并没有起到降低租金成本的作用。由此，农地流转股份化率会提高耕地地租。具体而言，样本期内，农地流转股份化率增加了8.676%，耕地地租提高了23.069元/亩，解释了耕地地租变化②的18.604%。（4）有效灌溉面积占比的回归系数值分别为－55.489和－0.669，仅前者通过统计学检验。结果表明有效灌溉面积占比对耕地地租的影响显著为负，而对地租率的影响则不显著。这

① 样本期内，地租率由5.833%下降到5.317%，下降了0.516%。

② 样本期内，耕地地租由241.870元增加到365.872元，增加了124.002元。

与徐羽等的研究不同，其研究表明灌溉条件与流转地租金之间表现正相关关系，具体而言，水浇地和水田的流转地租金明显高于旱地[4]。可能的原因是，有别于徐羽等使用全样本数据，本文采用的样本为种植蔬菜农产品的数据[4]。有效灌溉面积占比变量所刻画的耕地质量和灌溉条件越好，种植大田作物的概率越高[52-53]，从而降低了种植蔬菜农产品的机会成本（自营地折租），整体上表现为有效灌溉面积占比降低了耕地地租。杜挺等研究发现，耕地平均质量对耕地流转价格具有显著的负向影响[54]。（5）农业机械总动力对数的回归系数值分别为24.818和－0.029，仅前者通过统计学检验。结果表明农业机械总动力对数对耕地地租的影响显著为正，而对地租率的影响则不显著。农业机械总动力在某种程度上可以刻画为农业机械技术进步，这一结果也表明机械技术进步提高了耕地地租，但是对地租率下降作用并不显著。

表2 基准回归分析

	耕地地租		地租率	
	（1）	（2）	（3）	（4）
设施农业虚拟变量	114.578***	114.795***	－1.660***	－1.656***
	（6.061）	（6.077）	（0.106）	（0.107）
地区经济发展速度		0.828		－0.083*
		（1.638）		（0.046）
农地流转非粮化率		24.855		2.460**
		（45.558）		（1.203）
农地流转股份化率		265.885***		2.756
		（98.332）		（2.337）
有效灌溉面积占比		－55.489**		－0.669
		（23.195）		（0.649）
农业机械总动力对数		24.818**		－0.029
		（12.422）		（0.336）
常数项	266.807***	138.801*	4.932***	4.167**
	（12.489）	（84.020）	（0.340）	（2.021）
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
品种固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
R2	0.551	0.552	0.546	0.548
样本量	2784	2784	2784	2784

注：“*”、“**”、“***”分别表示10%、5%和1%的显著性水平

（二）内生性讨论

1. 交互固定效应

在基准回归中，本文控制了时间固定效应、品种固定效应和省份固定效应，分别缓解了“不随品种和省份而变化但随时间而变化”的遗漏变量问题（诸如国家农地确权政策冲击，中美关系变化冲击等），“不随时间和省份而变化但随品种而变化”的遗漏变量问题（诸如不同蔬菜农产品的产量、产值、农艺需求存在显著的差异性），“不随时间和品种而变化但随省份而变化”的遗漏变量问题（诸如各省份的地理区位、气候环境存在显著的异质性），但是依然可能存在遗漏变量问题。借鉴现有研究[55-56]，通过控制交互固定效应讨论模型的遗漏变量问题。例如，各省的农业产业发展规划不同，从而对不同蔬菜农产品的支持政策存在显著差异，这类遗漏变量问题的缓解需要控制“品种×省份”交互固定效应，回归结果见表3的第（1）列和第（5）列。再如，不同蔬菜农产品的种子更新迭代时间存在显著差异，或者随着时间变化，国家对蔬菜农产品的支撑政策发生变化，这类遗漏变量问题的缓解需要控制“品种×时间”交互固定效应，回归结果见表3的第（2）列和第（6）列。又如，农地“经营权”抵押融资贷款政策是以“试点”的形式推

进，从而国家农村产业政策或者金融支持政策的影响存在年份异质性和省份异质性，这类遗漏变量问题的缓解需要控制“时间×省份”交互固定效应，回归结果见表3的第（3）列和第（7）列。还如，随着时间变化，各省份农业发展规划发展转变，对蔬菜农产品的支撑政策发生变化，而这类遗漏变量问题的缓解需要控制“品种×省份×时间”交互固定效应，回归结果见表3的第（4）列和第（8）列。需要指出的是，本文的控制变量为“年份—省份”层面的变量，所以在控制“时间×省份”固定效应或者“品种×省份×时间”固定效应后，控制变量由于多重共线性而被省略。

回归结果表明，当被解释变量分别为耕地地租和地租率时，设施农业虚拟变量的回归系数值在1%显著性水平下分别为106.368～114.863和－1.676～－1.187。经济学含义为，相对于非设施蔬菜农产品，设施蔬菜农产品的耕地地租每亩平均高了106.368～114.863元，而地租率则平均低了1.187%～1.676%。进一步考虑遗漏变量问题后，回归结论保持不变——以设施农业为代表的农业技术进步虽然显著提高了耕地地租，但同时降低了地租率。

表3 交互固定效应

	耕地地租				地租率			
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
设施农业虚拟变量	106.368***	114.863***	114.540***	108.914***	－1.187***	－1.657***	－1.676***	－1.194***
	（4.886）	（5.681）	（5.576）	（6.821）	（0.127）	（0.141）	（0.142）	（0.104）
控制变量	已控制	已控制			已控制	已控制		
品种×省份固定效应	已控制				已控制			
时间固定效应	已控制				已控制			
品种×时间固定效应		已控制				已控制		
省份固定效应		已控制				已控制		
时间×省份固定效应			已控制				已控制	
品种固定效应			已控制				已控制	
品种×省份×时间固定效应				已控制				已控制
R2	0.768	0.557	0.604	0.691	0.751	0.567	0.592	0.627
样本量	2783	2784	2784	888	2783	2784	2784	888

注：“*”、“**”、“***”分别表示10%、5%和1%的显著性水平

2. 倾向得分匹配

本文讨论的核心解释变量为是否是设施农业的虚拟变量，是否是设施农业与区域经济发展水平、气候环境和蔬菜农产品本身的生产特征、技术支持等相关，可能是自我选择的结果，即设施蔬菜农产品的实验组和非设施蔬菜农产品的对照组的初始条件并不相同。由此，需要构建“反事实框架”来讨论模型的样本选择偏差问题[57]，这一框架已经常见于现有研究中[58-59]。具体而言，通过倾向得分匹配（PSM）方法计算模型的平均处理效应（ATE），然而，各类匹配方法对匹配质量和数量的侧重点不同，无明显的优劣之分，采取何种匹配方法能够实现估计最优学术界并没有达成共识。鉴于此，本文采用以下6种常用方法进行匹配，以确保匹配结果的稳健性。（1）k近邻匹配。为了实现最小化均方误差，借鉴现有研究，本文将k设定为4[60]。（2）半径匹配。经过测算，0.25倍的倾向得分标准差为0.229，为保守起见，本文将卡尺范围设定为0.02。（3）卡尺内k近邻匹配。本文将卡尺范围设定为0.02，将k设定为4。（4）核匹配。本文使用默认的核函数和带宽。（5）局部线性回归匹配。本文使用默认的核函数和带宽。（6）马氏匹配。本文使用现有研究提出的异方差稳健标准误，并将m设定为4，k设定为4[61]。根据6种不同匹配方法下样本的最大损失结果（见表4）可知，处理组与对照

组损失了155个样本，保留了2669个匹配样本，表明匹配效果良好。

表4 倾向得分匹配结果（以k近邻匹配为例）

	未匹配样本	匹配样本	总计
控制组	155	2045	2160
处理组	0	624	624
总计	155	2669	2784

同时，协变量为公式（1）的控制变量。由于本文的数据为面板数据，所以将面板数据直接转化为截面数据，会导致回归结果包含了大量的时间趋势信息[59]，无法进行良好的面板数据匹配。由此借鉴王刚刚等的研究，将时间趋势项纳入协变量中，以缓解时间趋势信息导致的估计偏误[62]。另外，当样本数据为“双平衡”面板数据①时，能够较好解决个体当期与过去某期相互匹配的问题[59, 63]。由此，本文在协变量中逐步加入时间固定效应、省份固定效应和品种固定效应，最终表5的第（4）列为“双平衡”面板数据。

经过倾向得分匹配的反事实估计后，可以发现相对于非设施蔬菜农产品而言，设施蔬菜农产品的耕地地租更高，而地租率更低。具体而言，从耕地地租来看，处理组的平均处理效应（ATT）为113.762～143.754，表明在排除其他因素的影响下，设施农业会促使蔬菜农产品耕地地租每亩显著提高113.762～143.754元；从地租率来看，处理组的平均处理效应（ATT）为－4.187～－1.028，表明在排除其他因素的影响下，设施农业会促使蔬菜农产品地租率显著下降1.028%～4.187%。考虑样本选择偏差问题后，无论选择何种匹配方法，回归结果均表明以设施农业为代表的农业技术进步虽然显著提高了耕地地租，但同时降低了地租率。

（三）稳健性分析

基准回归和内生性讨论的样本涉及了10类蔬菜农产品，而既有设施农业样本、又有非设施农业样本的蔬菜农产品仅有西红柿、黄瓜、茄子和菜椒4类，其他6类蔬菜农产品（圆白菜、大白菜、马铃薯、菜花、萝卜和豆角）不包含设施农业的样本。由此，本文使用仅保留西红柿、黄瓜、茄子和菜椒4类蔬菜农产品的样本数据进行稳健性分析，并采用交互固定效应缓解模型的内生性问题，回归结果见表6的第（1）列。考虑篇幅问题，仅汇报了控制了“品种×省份”固定效应和时间固定效应的回归结果，没有给出其他交互固定效应的回归结果。回归结果表明以设施农业为代表的农业技术进步虽然显著提高了耕地地租，但同时降低了地租率。更换样本后，研究结论较为稳健。

另外，设施农业刻画的是某一类型的农业技术进步，本文进一步采用时间趋势变量来代理更为广义的农业技术进步，回归结果见表6的第（2）列。从耕地地租来看，时间趋势变量的回归系数值在1%显著性水平为13.628，表明以时间趋势变量来刻画的农业技术进步显著提高了蔬菜农产品的耕地地租；从地租率来看，时间趋势变量的回归系数值在1%显著性水平为－0.154，表明以时间趋势变量来刻画的农业技术进步显著降低了蔬菜农产品的地租率。更换核心解释变量后，回归结论较为稳健。

表6的第（3）至（6）列分别是使用西红柿、黄瓜、茄子和菜椒4类蔬菜农产品的样本数据进行稳健性分析结果。可以发现，设施农业对蔬菜农产品耕地地租促进作用最大的是菜椒，其次是西红柿，再次是黄瓜，最低是茄子；而对地租率抑制作用最大的是茄子，其次是黄瓜，再次是菜椒，最后是西红柿。总体上，对于耕地地租和地租率而言，设施农业虚拟变量的回归系数值分别显著为正和负，与基准回归结论相同。

五、机制分析

（一）农业技术进步对地租率影响的机制分析

上文实证分析结果表明以设施农业为代表的农业技术进步显著降低了蔬菜农产品的地租率。根据地租率的计算公式$r=R/Y$，有3个推论与上述研究结论的内在逻辑一致。推论1，以设施农业为代表的农业技术进步显著正向影响耕地地租，那么其对亩均产值的影响必然显著为正，且对前者的正向影响幅度低于后者；推论2，以设施农业为代表的农业技术进步显著负向影响耕地地租，那么其对亩均产值的影响要么不显著，要

① 处理组和对照组都是平衡面板数据。

表5 倾向得分匹配的平均处理效应（ATT）结果

	（1）	（2）	（3）	（4）
	被解释变量：耕地地租			
k近邻匹配	130.289***	129.809***	130.052***	114.411***
（k=4）	（7.7559）	（7.532）	（7.575）	（7.455）
半径匹配	135.038***	133.819***	136.068***	116.065***
（卡尺=0.02）	（7.539）	（7.560）	（7.499）	（7.307）
卡尺内k近邻匹配	130.283***	129.998***	130.052***	114.449***
（k=4，卡尺=0.02）	（7.556）	（7.538）	（7.575）	（7.446）
核匹配	135.496***	135.130***	135.999***	115.100***
	（7.505）	（7.520）	（7.487）	（7.221）
局部线性回归匹配	134.970***	134.852***	136.039***	113.762***
	（7.508）	（7.508）	（7.508）	（7.664）
马氏匹配	135.523***	143.754***	135.937***	126.145***
	（4.571）	（5.550）	（4.759）	（4.077）
	被解释变量：地租率			
k近邻匹配	−3.885***	−3.930***	−3.990***	−1.059***
（k=4）	（0.155）	（0.153）	（0.159）	（0.121）
半径匹配	−3.657***	−3.658***	−3.930***	−1.042***
（卡尺=0.02）	（0.124）	（0.125）	（0.151）	（0.117）
卡尺内k近邻匹配	−3.897***	−3.930***	−3.990***	−1.062***
（k=4，卡尺=0.02）	（0.154）	（0.154）	（0.159）	（0.120）
核匹配	−3.582***	−3.618***	−3.930***	−1.028***
	（0.121）	（0.122）	（0.150）	（0.114）
局部线性回归匹配	−3.67***	−3.722***	−3.883***	−1.146***
	（0.152）	（0.152）	（0.152）	（0.125）
马氏匹配	−4.006***	−3.457***	−4.187***	−2.643***
	（0.152）	（0.151）	（0.163）	（0.119）
时间固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	未控制	未控制	已控制	已控制
品种固定效应	未控制	未控制	未控制	已控制
样本量	2784	2784	2065	1162

注：“*”、“**”、“***”分别表示10%、5%和1%的显著性水平

么显著为正，要么显著为负，且对前者的负向影响幅度高于后者；推论3，以设施农业为代表的农业技术进步对耕地地租的影响不显著，那么其对亩均产值的影响必然显著为正。

表7的第（1）至（4）列的被解释变量为亩均产值对数，第（5）至（8）列的被解释变量为耕地地租对数，采用交互固定效应缓解模型的内生性问题。第（1）和（5）列的回归结果表明，当被解释变量分别为亩均产值对数和耕地地租对数时，设施农业虚拟变量的回归系数值分别为0.605和0.296，且均在1%显著性水平下通过统计学检验。经济学含义为，相对于非设施蔬菜农产品，设施蔬菜农产品的亩均产值和耕地地租增长了0.605%和0.296%，即以设施农业为代表的农业技术进步显著正向影响了亩均产值和耕地地租，且对前者的正向影响幅度高于后者，符合推论1。另外，第（2）和（6）列的核心解释变量为时间趋势变量的回归结果；第（3）和（7）列使用西红柿、黄瓜、茄子和菜椒4类蔬菜农产品样本的回归结果；第（4）和（8）列是采用k近邻匹配方法的PSM回归结果，k设定为4。上述回归结论均符合推论1，即农业技术进步对蔬菜农产品耕地地租的正向影响幅度低于亩均产值。

亩均产值包括两个方面，分别为单位价格和亩均产量，且两者为乘积关系。由此本文还讨论了设施农业对蔬菜农产品单位价格对数和亩均产

表6 稳健性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	被解释变量：耕地地租					
设施农业虚拟变量	106.429***		113.796***	89.719***	75.862***	157.163***
	(5.683)		(11.348)	(8.655)	(11.650)	(15.189)
时间趋势变量		13.628***				
		(1.690)				
	被解释变量：地租率					
设施农业虚拟变量	−1.191***		−0.665***	−1.414***	−2.031***	−1.034***
	(0.090)		(0.135)	(0.134)	(0.248)	(0.272)
时间趋势变量		−0.154***				
		(0.041)				
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
品种×省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	1612	2783	440	468	348	356

注：“*”、“**”、“***”分别表示10%、5%和1%的显著性水平

表7 机制分析一

	亩均产值对数				耕地地租对数			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
设施农业虚拟变量	0.605***		0.606***	0.975***	0.296***		0.296***	0.344***
	(0.015)		(0.015)	(0.022)	(0.014)		(0.015)	(0.019)
时间趋势变量		0.054***				0.038***		
		(0.006)				(0.005)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
品种×省份固定效应	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
时间固定效应	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
R2	0.877	0.800	0.764		0.770	0.731	0.747	
样本量	2783	2783	1612	2784	2783	2783	1612	2784

注：“*”、“**”、“***”分别表示10%、5%和1%的显著性水平

量对数的影响。表8的第（1）至（4）列的被解释变量为每50公斤平均出售价格对数，第（5）至（8）列的被解释变量为亩均产量对数，研究方法与表7相同。第（1）和（5）的回归结果表明，相对于非设施蔬菜农产品，设施蔬菜农产品的单位价格和亩均产量增长了0.391%和0.214%，即以设施农业为代表的农业技术进步显著提高了蔬菜农产品的单位价格和亩均产量，且对前者的影响幅度大于后者。第（2）和（6）的回归结果表明，用时间趋势变量刻画的农业技术进步显著提高了蔬菜农产品的单位价格，但是对亩均产量的促进作用不显著。整体而言，可以得出如下结论：农业技术进步对单位价格的促进作用高于亩均产量。另外，如果将单位价格视为蔬菜农产品质量，而亩均产量视为蔬菜农产品数量，那么农业技术进步主要作用于蔬菜农产品的质量，满足国民对品质的需求。

（二）农业技术进步对耕地地租影响的机制分析

上文的实证分析指出，农业技术进步会提高蔬菜农产品的亩均产值，而现有理论与实证研究表明农业生产获得的高收益会提高流转地租金[64]，即农业技术进步可能会通过提高亩均产值来影响耕地地租。表9第（1）列的被解释变量为蔬菜农产品的亩均产值，核心解释变量为设施农业虚拟变量，回归结果表明以设施农业为代表的农业技术进步显著提高了蔬菜农产品的亩均产值。表9第（2）列是在公式（1）的基础上，将蔬菜农产品的亩均产值纳入控制变量后的回归结果。纳入亩均产值后，设施农业虚拟变量的回归

表8 设施农业对单位价格对数和亩均产量对数的影响

	单位价格对数				亩均产量对数			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
设施农业虚拟变量	0.391***		0.392***	0.633***	0.214***		0.214***	0.342***
	(0.014)		(0.012)	(0.021)	(0.010)		(0.010)	(0.018)
时间趋势变量		0.054***				0.000		
		(0.005)				(0.003)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
品种×省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R2	0.877	0.837	0.740		0.904	0.885	0.832	
样本量	2783	2783	1612	2784	2783	2783	1612	2784

注：“*”、“**”、“***”分别表示10%、5%和1%的显著性水平

系数值在1%显著性水平下为72.482，低于表3第（1）列的回归系数值（106.368），且亩均产值的回归系数值显著为正。综合表3第（1）列，表9第（1）和（2）列的回归结果，可以验证上述理论分析——以设施农业为代表的农业技术进步会通过蔬菜农产品亩均产值来提高耕地地租（中介效应比例为29.928%）。当然，实证结果也表明以设施农业为代表的农业技术进步还会通过另外的渠道提高耕地地租。

同时，本文还讨论了设施农业虚拟变量与亩均产值的交互项对蔬菜农产品耕地地租的影响，回归结果见表9第（3）列。交互项的回归系数值为0.007，且在1%显著性水平下通过统计学检验，回归结果表明，相比于非设施蔬菜农产品，设施蔬菜农产品的亩均产值对耕地地租的促进作用更大，即设施蔬菜农产品会有更多比例的亩均产值转化为耕地地租。另外，表9进一步将亩均产值分为单位价格和亩均产量进行分析，第（4）和（6）列回归结果表明以设施农业为代表的农业技术进步显著提高了蔬菜农产品的单位价格和亩均产量。纳入单位价格或者亩均产量后，设施农业虚拟变量的回归系数值均显著为正，且小于106.368。表明以设施农业为代表的农业技术进步会通过提高蔬菜农产品单位价格（中介效应比例为7.806%）以及亩均产量（中介效应比例为10.181%），从而提高耕地地租。通过比较中介效应比例可以发现，农业技术进步更多是通过提高蔬菜农产品的亩均产量，从而提高耕地地租。

耕地地租包括两个方面，分别为流转地租金和自营地折租，且两者为加和关系。由此本文还讨论了设施农业对蔬菜农产品流转地租金和自营地折租的影响。表10的第（1）至（4）列的被解释变量为流转地租金，第（5）至（8）列的被解释变量为自营地折租，研究方法与表7和表8相同。第（1）和（5）的回归结果表明，相对于非设施蔬菜农产品，设施蔬菜农产品的流转地租金和自营地折租增长了46.588元和58.612元，即以设施农业为代表的农业技术进步显著提高了蔬菜农产品的流转地租金和自营地折租，且对后者的影响大于前者。第（3）和（7）列、第（4）和（8）列的回归结果也支持这一结论。然而，第（2）和（6）的回归结果表明，用时间趋势变量刻画的农业技术进步虽然也都显著提高了蔬菜农产品的流转地租金和自营地折租，但是对后者的影响小于前者。整体而言，可以得出如下结论：不同类型的农业技术进步虽然都会促进流转地租金和自营地折租的增加，但是对两者的影响大小具有显著的异质性。自营地折租上涨源于机会成本抬升，设施农业的高产出拉高了单位耕地产值上限与农业平均利润，使农户自耕的机会成本参照标准持续提高，进而推动自营地折租上升。流转地租金上涨则基于成本增加与风险规避双重驱动。一方面，设施建设改变耕地形态，抬高复垦成本，直接增加租金构成项；另一方面，设施农业高沉没成本与资产专用性，让经营主体在租金博弈中处于被动，需以更高租金降低农户

表9 机制分析二

	亩均产值	耕地地租		单位价格	耕地地租	亩均产量	耕地地租
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
设施农业虚拟变量	6191.497***	72.482***	0.709	41.924***	98.057***	988.854***	95.961***
	(126.498)	(6.748)	(15.458)	(1.434)	(5.642)	(38.864)	(5.457)
亩均产值		0.005***	0.002				
		(0.001)	(0.001)				
交互项			0.007***				
			(0.001)				
单位价格					0.198***		
					(0.068)		
亩均产量							0.011***
							(0.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
品种×省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R2	0.832	0.773	0.775	0.834	0.769	0.869	0.770
样本量	2783	2783	2783	2783	2783	2783	2783

注：“*”、“**”、“***”分别表示10%、5%和1%的显著性水平

违约风险。二者差异的核心在于，自营地折租受市场收益预期主导，流转地租金则受实际成本与契约风险双重约束。

表10 设施农业对流转地租金和自营地折租的影响

	流转地租金				自营地折租			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
设施农业虚拟变量	46.588***		46.515***	63.617***	58.612***		58.987***	75.641***
	(3.153)		(3.762)	(7.836)	(5.006)		(5.005)	(7.216)
时间趋势变量		10.282***				4.046**		
		(1.044)				(1.632)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
品种×省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
	2783	2783	1612		2783	2783	1612	
R2	0.838	0.824	0.826		0.712	0.697	0.750	
样本量	2783	2783	1612	2784	2783	2783	1612	2784

注：“*”、“**”、“***”分别表示10%、5%和1%的显著性水平

六、研究结论与政策启示

本文利用2011—2020年全国农产品成本收益等相关数据，以蔬菜农产品为研究对象，用设施农业刻画农业技术进步，实证分析农业技术进步对耕地地租和地租率的影响。研究发现，第一，以设施农业为代表的农业技术进步虽然显著提高了耕地地租，但同时降低了地租率。具体而言，相对于非设施蔬菜农产品，设施蔬菜农产品的耕地地租平均高了114.795元，而地租率则平均低了1.656%。采用交互固定效应模型和倾向得分匹配方法缓解遗漏变量问题和样本选择偏差问题后，模型的回归结论不变；以时间趋势变量来刻画的广义农业技术进步也得到相同结论。第二，以设施农业为代表的农业技术进步显著正向影响了亩均产值和耕地地租，且对前者的正向影响幅

度高于后者，这解释了其对地租率的影响为负。同时，以设施农业为代表的农业技术进步会通过蔬菜农产品亩均产值来提高耕地地租，亩均产值的中介效应比例为29.928%。具体而言，以设施农业为代表的农业技术进步会通过提高蔬菜农产品单位价格和亩均产量，从而提高耕地地租。第三，以设施农业为代表的农业技术进步显著提高了蔬菜农产品的单位价格和亩均产量，且对前者的影响幅度大于后者，即相对于数量，农业技术进步主要作用于蔬菜农产品的质量。同时，以设施农业为代表的农业技术进步显著提高了蔬菜农产品的流转地租金和自营地折租，且对后者的影响大于前者。

耕地地租包括流转地租金和自营地折租两个方面。就流转地租金而言，从农业生产上（生产要素功能）看，流转地租金是农业经营主体扩大经营规模时需要支付的生产成本，期望越低越好；从农户收入（财产功能）上看，流转地租金是耕地经营权让渡而获得的财产性收入，期望越高越好。这表明流转地租金需要有一个合理的价格区间，同时保证农业经营主体的经营收益和承包农户的耕地权益。就自营地折租而言，其越高时，意味着农业经营主体参与农业生产经营活动面临的机会成本越高，过高的机会成本可能导致粮地非粮使用、农地非农使用，不利于粮食安全。由此，结合本文的实证结果，提出如下三个方面的政策含义。一是设施农业虽然提高了流转地租金和自营地折租，但是降低了地租率，以更高的收益弥补了耕地地租的上涨，所以需要进一步推广设施农业。加大中央和地方政策的引导力度，处理好设施农业用地需求和18亿亩耕地红线之间的关系，借助数字化发展东风完善设施农业的装备数据库，提高设施农业的科技含量。考虑到不同地区和农产品品种的差异性，需要注重差异化发展，建议制定《全国设施农业现代化发展规划》，以指导不同地区、不同品种的发展方向，建立健全促进设施农业发展的产业政策体系。二是农业技术进步虽然提高了耕地地租，但是更大幅度地提高了农产品的品质和产量，所以必须坚持农业的根本出路在于科技。既要提高农业科技研发，特别推动种业创新发展、生物育种技术突破，又要加大对科技人才的培训，围绕现代农业发展过程中文化、技术需要展开技能培训和科普教育，还要注重农业科学技术的转化与推广，将农业技术进步落到实处。三是就流转地租金和自营地折租而言，以设施农业为代表的农业技术进步对后者的促进作用大于前者，而以时间趋势变量为代表的农业技术进步对前者的影响大于后者；就农产品的质量和产量而言，不同农业技术进步的影响也存在差异。由此，农业科技研发、转化与推广还需要结合农业发展实际。在国民个性化需求和品质化需要不断上升的背景下，重点关注提升农产品品质的农业技术进步；同时，选用对亩均产值的促进作用大于流转地租金、更大于自营地折租的农业技术进步，确保“粮地粮用”和“农地农用”。

本文以蔬菜这一经济作物为研究对象，证实了以设施农业为代表的农业技术进步对耕地地租与地租率的影响，但研究范畴仍存在拓展空间。鉴于粮食作物与蔬菜作物在属性特征、市场机制及政策环境上的显著差异，未来研究可将样本拓展至粮食作物领域，深入探究农业技术进步对粮食作物耕地地租与地租率的作用机制。粮食作物作为口粮刚需品类，价格受国家托市政策严格调控，市场溢价空间有限，其技术进步方向更偏向于提升亩均产量、降低生产成本，而非拉动单位产品价格，这与蔬菜作物技术进步聚焦质量提升、推动价格上涨的路径存在本质区别。同时，粮食作物种植的设施化程度普遍较低，流转地租受复垦成本、沉没成本及契约风险的影响程度弱于蔬菜作物，地租上涨动力相对不足。后续研究可通过对比分析粮食作物与蔬菜作物的差异化表现，厘清农业技术进步影响耕地地租与地租率的作物异质性特征，为不同作物种植模式下的土地流转政策制定、地租调控机制优化提供更具针对性的理论依据与决策参考。

同时，本文的核心解释变量为“是否为设施蔬菜”的二分虚拟变量。虽具备简洁直观的优势，但其测度方式存在明显局限。该虚拟变量仅能区分设施种植与非设施种植的二元差异，却难以反映设施农业内部存在的显著技术强度异质性。现实中，设施农业涵盖温室大棚、联栋温室、玻璃温室、植物工厂等多种类型，不同类型在设施投入成本、生产技术水平、抗风险能力及

产出效率等方面存在较大差距，这种技术梯度差异会对耕地地租的形成机制、涨幅幅度产生差异化影响。而将不同技术强度的设施农业纳入同一分类标准进行测度，既无法精准识别技术强度差异对地租及地租率的作用路径，也可能导致回归结果的估计偏误，难以全面揭示农业技术进步影响耕地地租的内在逻辑。未来研究可进一步优化指标设计，构建多维度设施农业技术强度评价体系，结合设施类型、投入成本、技术参数等指标量化不同设施模式的技术梯度，以此精准识别技术强度差异对地租及地租率的作用路径，为不同作物种植模式下的土地流转政策制定、地租调控机制优化提供更具针对性的理论依据与决策参考。

参 考 文 献

[1] 戴思锐. 中国农业发展：过往与未来[M]. 北京：中国农业出版社，2021：89-90.

[2] 张应良，徐亚东. 新形势下我国粮食安全风险及其战略应对[J]. 中州学刊，2023（3）：52-61.

[3] 全世文，胡历芳，曾寅初，等. 论中国农村土地的过度资本化[J]. 中国农村经济，2018（7）：2-18.

[4] 徐羽，李秀彬，辛良杰. 中国耕地规模化流转租金的分异特征及其影响因素[J]. 地理学报，2021（3）：753-763.

[5] 马元，王树春，李海伟. 对农地转租中低地租现象的一种解释[J]. 中国土地科学，2009（1）：25-28，24.

[6] 翟研宁. 农村土地承包经营权流转价格问题研究[J]. 农业经济问题，2013（11）：82-86.

[7] 范传棋，范丹. 高额耕地租金：原因解析与政策启示[J]. 四川师范大学学报(社会科学版)，2016（6）：114-120.

[8] 张颖，朱奎. “三权分置”下农地经营权流转价格研究——基于价格博弈的分析[J]. 价格理论与实践，2018（8）：77-81.

[9] Ma X, Heerink N, Feng S, et al. Farmland tenure in China: comparing legal, actual and perceived security [J]. Land Use Policy, 2015, 42: 293-306.

[10] Liu Y, Wang C, Tang Z, et al. Will farmland transfer reduce grain acreage? Evidence from gansu province, China [J]. China Agricultural Economic Review, 2018 (2): 277-291.

[11] 刘余，周应恒. 粮地租金变动对种粮行为调整的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版)，2021（3）：85-96.

[12] 仇童伟，罗必良. 流转“差序格局”撕裂与农地“非粮化”：基于中国29省调查的证据[J]. 管理世界，2022（9）：96-113.

[13] 申云，朱述斌，邓莹，等. 农地使用权流转价格的影响因素分析——来自于农户和区域水平的经验[J]. 中国农村观察，2012（3）：2-17，25.

[14] 冯金华. 地租的一般理论——从绝对地租谈起[J]. 学习与探索，2019（4）：80-92，175，2.

[15] 宫斌斌，郭庆海. 玉米收储政策改革对农村地租水平的影响——基于吉林省的分析[J]. 干旱区资源与环境，2021（5）：8-14.

[16] 陈荣源，林文声. 农产品价格政策，农地流转租金与农业经营规模——来自2011—2018年CHARLS调查的证据[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版)，2022（4）：28-36.

[17] Latruffe L, Le Mouël C. Capitalization of government support in agricultural land prices: What do we know?[J]. Journal of Economic Surveys, 2009, 23 (4): 659-691.

[18] Huang J K. Wang X B, Zhi H Y, et al. Subsidies and distortions in China's agriculture: Evidence from producer level data [J]. Social Science Electronic Publishing, 2011, 55 (1): 53-71.

[19] Kirwan B E, Roberts M J. Who really benefits from agricultural subsidies? Evidence from field-level data [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2016, 98 (4): 1095-1113.

[20] Xin L J. Li X B. Rental rates of grain land for consolidated plots and their determinants in present-day China[J]. Land Use Policy, 2019, 86: 421-426.

[21] Zhang J, Mishra A K, Hirsch S, et al. Factors affecting farmland rental in rural China: Evidence of capitalization of grain subsidy payments[J]. Land Use Policy, 2020, 90: 104275.

[22] 李尚蒲，仇童伟，谢琳. 粮食直补，农地市场结构与农地租金决定[J]. 学术研究，2021（4）：95-100.

[23] Wang Y H, Li X B, Li W. Land titling program and farmland rental market participation in China: Evidence from pilot provinces [J]. Land Use Policy, 2018, 74 (11): 281-290.

[24] 田先红，陈玲. 地租怎样确定？——土地流转价格形成机制的社会学分析[J]. 中国农村观察，2013（6）：2-12，92.

[25] 邢琦，王健，袁士超，等. 农地经营权流转价格扭曲的政府干预效应——基于边际价格理论的实证分析[J]. 中国土地科学，2022（5）：40-50.

[26] 徐畅，程宝栋，李凌超，等．政治身份降低了流转租金吗——来自浙江省的实证检验[J]．农业技术经济，2019（9）：73-81.
[27] 周海文，周海川．农户社会信任对土地流转租金的影响——基于CHIP数据的实证分析[J]．公共管理学报，2019（3）：118-130，174.
[28] 李朝柱，石道金，文洪星．关系网络对土地流转行为及租金的影响——基于强、弱关系网络视角的分析[J]．农业技术经济，2020（7）：106-116.
[29] 陈甲，张红霄，何文剑．组织介入对农地流转租金的影响研究——来自江苏省地块层面的经验证据[J]．农村经济，2021（1）：54-61.
[30] 陈奕山，钟甫宁，纪月清．为什么土地流转中存在零租金？——人情租视角的实证分析[J]．中国农村观察，2017（4）：43-56.
[31] 王亚辉，李秀彬，辛良杰，等．中国土地流转的区域差异及其影响因素：基于2003—2013年农村固定观察点数据[J]．地理学报，2018（3）：487-502.
[32] 杨震宇，张日新．空间异质性视角下的农地租赁价格影响因素研究[J]．经济经纬，2020（2）：52-60.
[33] 黄天宇，李楠，颜色．近代非农产业发展、人口压力与地租率——基于近代乡村调查的考察[J]．经济学(季刊)，2022（4）：1343-1360.
[34] 展进涛，陈超，廖西元．公共科研投资，技术创新与水稻生产率增长——基于动态理论的实证分析[J]．科研管理，2011（1）：45-51.
[35] 仇焕广，刘乐，李登旺，等．经营规模，地权稳定性与土地生产率——基于全国4省地块层面调查数据的实证分析[J]．中国农村经济，2017（6）：30-43.
[36] 龚斌磊．投入要素与生产率对中国农业增长的贡献研究[J]．农业技术经济，2018（6）：4-18.
[37] 谭智心，张云华．设施农业用地供需状况，政策执行困境与优化策略[J]．改革，2020（11）：109-118.
[38] 韩旭东，王若男，崔梦怡，等．中国规模农户设施农业经营状况及影响因素[J]．资源科学，2020（4）：749-762
[39] 张震，刘学瑜．我国设施农业发展现状与对策[J]．农业经济问题，2015（5）：64-70，111.
[40] 农业农村部规划设计研究院设施农业研究所．我国设施园艺装备发展现状和建议[J]．农机科技推广，2019（1）：27-28，30.
[41] 黄宗智．中国的新型小农经济：实践与理论[M]．桂林：广西师范大学出版社，2020：56-70.
[42] Cheung S．Private property rights and sharecropping[J]．Journal of Political Economy，1968，76（6）：1107-1122.
[43] 金栋昌，陈怀平．马克思级差地租理论的文本意蕴及其现实适用性——基于《资本论》文本内容的系统考察与应用分析[J]．经济学家，2019（4）：21-29.
[44] 杨奇才，杨继瑞．空间级差地租：基于马克思地租理论的研究[J]．当代经济研究，2017（3）：60-66，97.
[45] 周振，孔祥智．资产专用性，谈判实力与农业产业化组织利益分配——基于农民合作社的多案例研究[J]．中国软科学，2017（7）：28-41.
[46] Gong B．New growth accounting[J]．American Journal of Agricultural Economics，2020，102（2）：641-661.
[47] 龚斌磊．中国农业技术扩散与生产率区域差距[J]．经济研究，2022（11）：102-120.
[48] 周晶，陈玉萍，丁士军．中国粮食单产波动分解及其预警分析[J]．农业技术经济，2013（10）：106-113.
[49] 信乃诠．高新技术为农业插上腾飞的翅膀[J]．求是，2000（23）：59.
[50] 李星光，霍学喜．农地确权和非正式规则如何影响农地流转租金[J]．江西财经大学学报，2021（6）：88-97.
[51] 马彦丽．农地股份合作社的固定租金契约优于分成契约——兼论农地股份合作社的功能定位和发展空间[J]．农业经济问题，2019（3）：108-120.
[52] 罗必良，仇童伟，张露，等．种粮的逻辑[M]．北京：中国农业出版社，2018：126-130.
[53] 田蓬鹏，朱玉春．灌溉供给对耕地“非粮化”的影响[J]．华南农业大学学报(社会科学版)，2023（3）：97-109.
[54] 杜挺，朱道林，张立新．基于空间计量模型的甘肃省耕地流转价格研究[J]．干旱区资源与环境，2018（3）：56-62.
[55] Bai J．Panel data models with interactive fixed effects[J]．Econometrica，2009，77（4）：1229-1279.
[56] 王勇，樊仲琛，李欣泽．禀赋结构，研发创新和产业升级[J]．中国工业经济，2022（9）：5-23.
[57] Rubin D B．Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies[J]．Journal of Educational Psychology，1974，66：688-701.
[58] 郭君平，仲鹭勋，曲颂，等．宅基地制度改革减缓了农房闲置吗？——基于PSM和MA方法的实证分析[J]．中国农村经济，2020（11）：47-61.
[59] 谢申祥，范鹏飞，宛圆渊．传统PSM-DID模型的改进与应用[J]．统计研究，2021（2）：146-160.
[60] Abadie A，Drukker D，Herr J L，et al．Implementing matching estimators for average treatment effectsin sta-

ta[J]. The Stata Journal, 2004, 4 (3): 290-311.
[61] Abadie A, Imbens G W. Large sample properties of matching estimators for average treatment effects[J]. Econometrica, 2006, 74, 235-367.
[62] 王刚刚，谢富纪，贾友. R&D补贴政策激励机制的重新审视——基于外部融资激励机制的考察[J]. 中国工业经济，2017 (2)：60-78.
[63] 邓柏峻，李仲飞，张浩. 限购政策对房价的调控有效吗[J]. 统计研究，2014 (11)：50-57.
[64] 王倩，任倩，余劲. 粮食主产区农地流转农户议价能力实证分析[J]. 中国农村观察，2018 (2)：47-59.

Study on the influence of agricultural technology progress on land rent and land rent rate: based on facility vegetable products

XU Yadong

(*College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing* 400715, *China*)

Abstract: The rapid surge in farmland rent has undermined China's food security. Existing literature on this issue primarily centers on the rent of transferred farmland, but it overlooks two critical facts: over 60% of farmland in China remains under owner-operation, and the role of agricultural technological progress in shaping farmland rent has been largely ignored. To clarify the impact of agricultural technological progress on farmland rent and rental rate, this study draws on national data concerning the costs and benefits of agricultural products, takes vegetable products as the research subject, characterizes agricultural technological progress by facility agriculture, and empirically analyzes the influence of agricultural technological progress on farmland rent and rental rate. The results of the benchmark regression demonstrate that agricultural technological progress, as represented by facility agriculture, significantly elevates farmland rent while reducing the rental rate. This conclusion is further verified by employing the interactive fixed effects model, the propensity score matching method, and by measuring generalized agricultural technological progress using time trend variables. Mechanism analysis reveals that the boosting effect of facility agriculture-based technological progress on the per-mu output value of vegetables outweighs its effect on farmland rent, thus exerting a negative impact on the rental rate. Meanwhile, such technological progress drives up farmland rent by increasing both the unit price and per-mu yield of vegetables, with a more pronounced effect on vegetable quality than on quantity. In conclusion, this study argues that science and technology constitute the fundamental solution to advancing agriculture. It is imperative to promote the R&D, transformation, and extension of agricultural technologies in light of practical agricultural development needs, accelerate the modernization of facility agriculture, and pursue differentiated development strategies.

Keywords: Agricultural technology progress; Land rent; Land rent rate; Facility agriculture; Vegetable products