

“跳板”抑或“屏障”？*

——进口国知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的影响

张琳琛 董银果

摘要：随着《保护植物新品种公约》和《与贸易有关的知识产权保护协定》的实施，农产品知识产权保护在国际范围内得到加强。本文基于1995~2017年中国与100个国家的贸易面板数据，在评估进口国农业领域内知识产权保护强度的基础上，定量分析其对中国植物类农产品出口贸易的影响。研究发现：进口国知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易同时产生“跳板”和“屏障”效应，前者主要正向作用于贸易广度，而后者则抑制了贸易深度增长；通过采用不同类型知识产权保护指标、制度距离以及比较优势检验，验证了农产品知识产权保护的作用形式；异质性检验发现，知识产权保护的“跳板”和“屏障”效应在不同国家类型、中国加入WTO前后以及在不同知识产权保护强度下存在显著差异；通过分行业回归检验，发现不同植物类农产品贸易受发达国家和发展中国家知识产权保护影响的敏感程度不同，其均有利于中国部分果蔬类、植物提取物、烟草等行业的出口增长，但进口国知识产权保护在更多的其它植物产品类型中产生显著的抑制作用；上述研究结论在Heckman两阶段、PPML和OLS固定效应模型回归中均显示一致，证明了本文研究结论的稳健性。本文将知识产权保护拓展到农业贸易领域，为中国植物类农产品出口贸易最优策略选择提供理论和事实依据。

关键词：农产品知识产权保护 跳板效应 屏障效应 异质性检验

中图分类号：F746.12 **文献标识码：**A

一、引言

农产品贸易源于消费者需求的多样性和各国农业资源禀赋的异质性分布。随着世界各国对生物遗传资源的重视，植物品种优势也日益成为农产品贸易的重要驱动力（Campi and Duenas, 2016）。尤其在生物科学技术快速发展的背景下，植物品种资源以及育种、育苗研发行为已成为一种生产力，是参

*本文是国家自然科学基金项目“SPS措施与农产品质量升级的耦合机制研究”（项目编号：71673087）、“农产品SPS适度保护水平的形成机理与应用策略”（项目编号：71373154）、“产业动态视角下贸易政策和产业政策的协调机制与中国实践”（项目编号：71573171）、上海市浦江学者基金项目“农产品进口与中国SPS保护水平研究”（项目编号：15PJC048）以及华东理工大学重大交叉培育基金（JKN022021005）的阶段性成果。

与研发的国家、跨国企业的核心利益，谁掌握了新品种资源就意味着在国际农产品市场获得先行者优势（陈超等，2011）。然而，植物类农产品的创新成果也易受到模仿和复制的威胁，例如非杂交的种子以及存在“自繁殖”能力的植物产品等（Wright，2006）。如果不加以有效的知识产权保护，不仅会阻碍植物新品种的出现，也会损害创新企业的贸易利益，甚至引发国际贸易争端，例如2005年Monsanto公司的转基因种子侵权案。因此，在国际农产品市场需求呈现多样化的背景下，必须充分保护植物品种多样化和保障跨国贸易企业的创新利益，这对建立规范、有序的国际市场秩序十分重要。遗憾的是，知识产权保护作为协调植物类农产品贸易发展的制度因素却未得到足够的重视。

事实上，农产品知识产权保护制度的建设经历了渐进的历史变迁而不断完善。1961年通过的《保护植物新品种国际公约》（UPOV），标志着农业知识产权保护国际协调制度的正式建立。UPOV先后通过了“1961/1972 法案”、“1978 法案”以及“1991 法案”，每一次修订都增加了若干修正案，是成员国之间植物品种多样性保护的重要协调机制。但UPOV最初成员国均为西欧、北美等发达国家，直到世界贸易组织的《与贸易有关的知识产权协定》（简称TRIPS协定）于1995年生效以来，亚洲、非洲和拉丁美洲等发展中国家成员才陆续加入UPOV并承诺遵循TRIPS协定。TRIPS协定对许多国家知识产权覆盖面和保护领域提出更高的要求，规定各国必须建立植物品种专利和新品种保护制度（简称PVP制度，遵循UPOV规定的法案）。TRIPS协定后，各国农产品知识产权保护都得到了不同程度的增强，这在一定程度上引导着全球植物类农产品生产和贸易结构的调整（Campi and Nuvolari，2015）。

随着农产品知识产权保护制度的推行，以发达国家为首的各国纷纷确立植物新品种权发展战略，将其作为植物类农产品市场竞争甚至贸易保护的重要手段。中国自1998年加入UPOV以来，虽然在植物品种权和农业技术方面取得了一些成就^①，但受制于知识产权保护制度建设水平相对落后以及国际专利权转化率较低的现实，中国和其它发展中国家在“南北”贸易的知识产权博弈中常处于劣势。例如2003年日本颁布的《种苗法修正案》，使中国涉农企业出口日本的贸易利润和技术转让都受到了冲击。近年来，中国对外贸易中关于知识产权的纠纷日趋增多，尤其是美国发起的“337调查”^②，涉及到中国农业相关领域，例如农药行业、农作物原料产品（糖化甜菊糖苷等），极大损害了中国跨国企业的出口竞争力。因而，对外贸易中的知识产权保护问题事实上成为制约中国由农产品贸易大国迈向贸易强国的实质性障碍。那么，进口国知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的影响究竟如何？发达国家和发展中国家的知识产权保护的贸易效应是否存在差异？知识产权保护对不同植物类别农产品贸易的影响是否具有异质性？为回答以上问题，本文将研究聚焦于进口国知识产权保护制度扩张对中国植物类农产品出口贸易的影响，以期为中国建立植物类农产品贸易比较优势、增强在国际知识产

^①截止目前，中国植物品种授权总数接近1.2万件，占UPOV成员国授权总数的近7%，2017年和2018年申请量分别为3842件和4854件，连续两年位于世界首位（UPOV官方网站统计，<https://www.upov.int/databases/en/>）。

^②目前，中国是美国“337调查”的主要受害国。自2001年至2018年以来，美国国际贸易委员会（ITC）受理的调查案件总计699起，涉及中国企业多达213起（败诉率较高），约占案件总数的近1/3，其中绝大多数案件为“专利侵权”，特别是2018年涉及中国企业19起，“专利侵权”是唯一案由。

权保护中的话语权提供理论和事实依据。

就文献而言，学界就知识产权保护对农产品贸易的发展存在着“双刃剑”效应的争论。有研究显示，知识产权保护制度可以有效消除贸易壁垒，改善国家间农产品的生产和贸易，同时也是实现技术转移和遗传资源保护的有效手段（UPOV，2005^①；Zhou et al.，2018；陈超等，2012）。然而，部分学者认为知识产权保护对贸易存在消极影响（Grossman and Lai，2004），知识产权保护造成的垄断势力会阻碍创新、技术转让和国际贸易，尤其对发展中国家的负面影响更大（Boldrin and Levine，2010；Campi and Duenas，2016）。也有研究指出知识产权保护与农产品贸易无关（Yang and Woo，2006；Eaton，2013），认为植物育种权利提高并没有对种子贸易产生显著影响。截至目前，知识产权保护对发展中国家农业贸易影响的实证研究十分缺乏。首先，知识产权保护强度具有高度的行业异质性（Dosi et al.，2006），虽然 Ginarte and Park（1997）以及世界经济论坛编制的知识产权保护指数得到了广泛认可和应用，但该类综合性指标过于笼统且不易分解，无法准确反映对农产品贸易领域的保护强度。在各国农业领域的立法中，有关国家法规以及贸易政策问题研究相对棘手，增加了农产品知识产权保护强度的评估难度。其次，国家间知识产权保护发展不平衡，使得大多数发展中国家对于农业领域内知识产权的保护起步晚、力度弱、制度不完善，相关研究也基本没有展开。中国作为最大的发展中国家，知识产权保护不仅是与发达国家交往的“通行语言”，也是中国建设创新型国家在制度建设上无法绕过的环节。鉴于此，本文在进口国知识产权保护对农产品贸易影响的理论分析基础上，采用 Campi and Nuvolari（2015）的测度方法，测度与中国贸易关系密切的100个国家1995~2017年的农产品知识产权保护强度，进一步利用 Heckman 两阶段、PPML 和 OLS 估计方法，实证检验贸易伙伴知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的影响效应。

本文余下的结构安排是：第二部分为进口国知识产权保护与中国植物类农产品贸易关系的理论分析；第三部分为指标测算和模型建立；第四部分为实证估计和结果分析；第五部分为结论和启示。

二、进口国知识产权保护与中国植物类农产品出口贸易关系探讨

Maskus and Penubarti（1995）的局部均衡模型开启了对知识产权保护的贸易效应研究，作者认为进口国知识产权保护会对贸易产生“市场扩张”和“市场势力”效应^②，但局部均衡模型下的理论探讨均是以产权利益保护为前提，即知识产权保护是贸易发展的“跳板”。而从全局的角度来看，尤其是在“南北均衡模型”中，国家间技术和产权优势极不均衡，使得知识产权保护会阻碍南方国家出口贸

^①UPOV 在 2005 年发布的《植物品种保护影响报告》。

^②Maskus and Penubarti（1995）通过构建局部均衡模型，提出知识产权保护对贸易影响的净效应主要取决于存在价格歧视贸易公司的“市场扩张”和“市场势力”效应。一方面，知识产权保护会限制进口国的模仿和替代威胁，提高了对出口企业的产品需求，进而产生“市场扩张”效应，促进出口企业出口更多的产品；另一方面，提高知识产权保护强度，会降低创新产品面临的需求弹性，导致其向具有较强知识产权的市场出口较少的专利产品以控制价格，增强企业在进口国市场的“市场势力”效应，从而降低企业出口贸易流量。

易发展 (Helpman, 1993; Ivus, 2010; Shinet al., 2016), 成为具有知识产权劣势的发展中国家的贸易“屏障”。基于此, 本文结合植物类农产品贸易的特点, 分别从“跳板”和“屏障”效应两个角度探讨进口国知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的影响。

(一) “跳板”作用

进口国知识产权保护对中国植物类农产品贸易的“跳板”作用主要体现在降低了贸易成本和出口不确定性 (余长林, 2015), 保障了跨国贸易企业的所有权利益。具体作用机理如下: 首先, 知识产权保护对模仿和替代威胁进行有效限制, 降低了契约执行和市场监管成本。例如 UPOV 各法案提出的“免除农民特权”^①、“免除育种者特权”^②以及设定植物品种保护周期^③等, 有效降低农产品被二次繁殖、研发以及模仿替代并用于商业用途的可能性, 进而为农产品贸易输出和稳定的市场环境提供了制度保障。以蔬菜产品为例, 中国已储存的蔬菜种子约三万多份, 生产中主要栽培品种多达 1000 多种, 进口国知识产权保护有助于加深中国蔬菜良种资源的市场排它性, 自 2000 年以来, 中国蔬菜出口产品种类增多且出口目标国呈现多元化趋势, 保鲜或冷冻蔬菜、加工保藏蔬菜、干蔬菜在内的出口增长顺差也在持续扩大 (赵海燕和何忠伟, 2013)。其次, 进口国知识产权保护降低了中国“地理标志”等农产品的品牌声誉维护成本。TRIPS 协定后植物品种的专利保护范围扩大, 并延伸至具备特定品种优势的遗传资源, 如“地理标志”属性的农产品^④, 进而有利于扩大贸易输出渠道和改善贸易条件。截至 2018 年, 中国国家知识产权局数据显示带有“地理标志”农产品累计可达 2359 件, 核准专用地理标志使用企业达 8000 余家。“地理标志”等区域公用品牌产品逐渐成为中国农产品出口创汇的主力, 例如“地理标志”的平谷大桃在 2004 年就占中国新鲜桃子出口的 40%^⑤。最后, 进口国知识产权保护降低了中国企业从事跨国种植、育种和技术许可等新型服务贸易的交易成本 (Smith, 2001)。例如, 中国在高产、抗病、耐受能力强的水稻和果蔬品种等方面具有一定优势, 尽管目前投资和技术许可等贸易形式并不占主导地位, 但随着国家间知识产权体系协作的不断增强, 相关服务贸易的发展是需要关注的现实问题^⑥。

^①在 UPOV 的“1961/1972 法案”、“1978 法案”中, 保护农民特权是强制存在的, 而其在“1991 法案”中则成为可选项。美国和欧盟部分国家是禁止留种行为的, 而在另一些国家该做法仍然很普遍。因此, 农民在无任何补偿机制的条件下, 私自将受保护植物品种的收获品留种二次种植和商业销售是对产权所有者的伤害。

^②“免除育种者特权”又可称之为“本质衍生品种保护”, “本质衍生品种”指的是由初始品种改良而得到的新品种, “免除育种者特权”则确立了派生品种权的权益, 受保护的品种不得进行二次研发并用于商业用途, 均须得到原育种者授权。

^③“1961/1972 法案”和“1978 法案”建议植物品种的保护期最低年限为 15~18 年。“1991 法案”中规定, 植物品种最低保护年限延长为至少 20 年。

^④ TRIPS 协定第 27.3 (b) 中提出对“地理标志”产品进行保护, 与专利权、商标法同属于知识产权保护范畴。

^⑤数据来源: 世界知识产权局网页, <https://www.wipo.int>。

^⑥从 2003 年到 2018 年末, 中国有关的农业 (农、林、牧、渔) 对外直接投资存量从 3.32 亿美元上升到了 128.4 亿美元, 增长了近 40 倍, 占中国总 OFDI 存量的 0.6%。海外投资的项目集中于农产品加工生产、品种研发和贸易领域。

总之，进口国知识产权保护扩张通过降低契约执行和市场监管成本、品牌声誉维护成本、技术合同交易成本，成为中国植物类农产品出口贸易的“跳板”，有利于产生“市场扩张”效应，不仅会扩大现存跨国贸易企业的贸易流量，还会促使更多的跨国企业和农产品种类参与到国际贸易中（Melitz, 2003）。此外，“跳板”作用下的产权优势也可能会产生“市场势力”效应，不过由于植物类农产品大多为劳动和土地密集型产品，具有较高的替代弹性，因此，诱导贸易企业提高价格和减少销量的“市场势力”并不具有普遍性，但也可能会存在于少部分高附加值的农产品。

（二）屏障作用

尽管进口国知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易产生“跳板”作用，但就知识产权布局而言，中国等发展中国家与发达国家相比，仍存在较大的实力差距，这导致国际市场上发达国家农产品对发展中国家产生挤出效应，事实上成为中国植物类农产品出口贸易的“屏障”（Maskus and Yang, 2013）。其作用机理主要来自两个方面：一方面，随着世界各国对知识产权保护的重视，强化了行业内产权领先的发达国家或跨国企业的植物品种权和农业技术优势，进而对中国等产权劣势国形成贸易“屏障”（Ivus, 2010）。发达国家知识产权保护制度建设起步早且发展水平高，农业领域的大多数知识产权仍控制在发达国家的少数跨国公司手中，这些公司依托其生物技术优势和规则利用优势，对世界农产品生产和贸易进行全方位渗透。受制于知识产权保护制度建设的相对落后，中国在种业研发、植物品种权的国际转化以及农产品生产和贸易的产业组织形式等方面，与发达国家仍存在较大差距，往往无法有效发挥植物类农产品的出口比较优势。例如，1985~2017年间，美国、日本和欧盟占据了全球种业42.8%的专利申请，并且掌握着全球64.7%的DNA重组技术专利（任静等，2019）。不仅如此，有效力的植物品种权也大多掌握在发达国家手中，排名前四位的欧盟、美国、荷兰和日本占据了全球品种权申请总量的近五成，涉及到大田作物、果蔬和花卉等多类植物品种，导致发达国家在品种权领域内的竞争优势仍在不断扩大（Moser and Wong, 2015）。相比之下，中国的种业专利申请和植物品种权所占的比例均不足7%，其海外品种权转化率较低且品种单一，植物品种权中近70%为水稻、玉米等大宗农产品，以及极少部分的蔬菜和花卉^①；另一方面，由于知识产权的劣势地位，中国农产品出口贸易还会受到发达国家或跨国公司的技术性贸易壁垒制约，使得农产品出口贸易受到抑制。以种业发展为例，自1995年以来，知识产权保护扩张加剧了美国、欧盟和日本等少数跨国种业企业（杜邦先锋、孟山都、拜耳等）的并购趋势，这些巨头通过对农业技术和资源的重组集聚，利用专利制度降低技术溢出，巩固了包括大田作物、果蔬和花卉等多个植物类农产品种类的主导和垄断地位（Dutfield, 2009）。而中国种业行业尚未形成具有国际影响力的种业集团，不仅国际贸易市场占有率较低（王磊，2014），还需要遵从发达经济体更高的知识产权保护标准，尤其是中国从国外引进的播种种子，其生产和贸易出口需要支付高昂的专利费用，受到跨国种业巨头的种种技术性贸易壁垒限制。可见，知识产权保护已成为拥有产权优势和技术优势的跨国公司在国际农业市场中保持垄断地位的制度保障，其利用产业链一体化的纵向延伸，从育种、育苗和规模化种植等生产供应环节，到农产品加工和贸易等的

^①数据来源：农业部植物新品种保护办公室，品种权申请汇总表。

整个供应链都拥有一定垄断控制权，进而削弱了中国等发展中国家同类农产品的贸易竞争力（尹成杰，2010；杨静等，2017）。此外，知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的“屏障”作用不仅体现在“南北均衡”中发达国家在技术上整体优于发展中国家，还体现为在行业内具有产权和品种资源优势的发展中国家及其跨国企业会对中国植物类农产品出口贸易产生挤出效应，进而削弱中国在整个行业内的出口比较优势。

总之，进口国知识产权保护的扩张，会进一步强化北方国家植物品种权和农业技术优势。在产权优势不足以及技术贸易壁垒限制下，中国在国际农产品贸易市场竞争中常处于劣势地位，进而抑制植物类农产品出口贸易边际增长。虽然模仿威胁可能会在一定程度上减弱北方国家的产权优势，但植物品种培育、育种以及转基因技术的运用，需要较高的知识储备和投资能力，并非所有跨国公司具备。

综上所述，受贸易“跳板”和“屏障”效应的综合影响，进口国知识产权保护扩张对中国植物类农产品出口贸易的影响方向并不确定。因此，对于该问题研究更偏向于在实证中得到解决。本文进一步建立实证模型和指标体系进行经验研究。

三、模型设定、指标测度与数据说明

（一）模型设定

1. 贸易引力模型的应用以及缺陷

引力模型作为研究双边贸易行为的经典模型，在农产品贸易领域得到了广泛的应用，但传统的引力模型在研究贸易行为时也存在自身的缺陷。首先是存在多边贸易阻力问题。贸易行为受贸易壁垒影响较大，在双边贸易行为中还存在多边阻力因素（Anderson and Van Wincoop, 2003），即两国之间的农产品贸易不仅受双边贸易壁垒的影响，还易受到其他国家贸易阻力的影响。其次是遗漏变量问题。存在不可观测的遗漏变量和异质性信息，由此带来的控制变量设定偏误，可能会造成异方差下的有偏估计。最后是内生性问题。Santos Silva and Tenreyro（2006）指出，引力模型用于贸易行为可能并不准确，万有引力可以很小，但永远不会为零。而农产品双边贸易关系中，由于各种贸易壁垒或者企业生产力等因素，不同类型农产品的贸易值会经常出现零值现象，此时取对数处理会造成信息缺失，进而会造成样本自选择效应带来的内生性问题（Helpman et al., 2008）。

2. 基准计量模型构建

Anderson and Van Wincoop（2003）为解决多边贸易阻力问题，开发了新型贸易引力模型，方程表达式为：

$$X_{ij} = \frac{Y_i Y_j}{Y^w} \left(\frac{t_{ij}}{P_i P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (1)$$

$$p_j^{1-\sigma} = \sum_i p_i^{\sigma-1} \theta_i t_{ij}^{1-\sigma} \quad \forall j \quad (2)$$

（1）式和（2）式中， i 、 j 和 w 分别表示出口国、进口国和世界， X_{ij} 为 i 国与 j 国间的双边

贸易流量， Y_i 、 Y_j 和 Y^w 分别为 i 国、 j 国与世界 w 的国内生产总值， t_{ij} 为双边贸易成本因素， σ 为贸易产品替代弹性， p_i 和 p_j 分别为 i 国与 j 国的价格因素。 θ_i 为生产总值份额，即 $\theta_i = Y_i/Y^w$ 。

在实证分析中，可以直接对（1）式进行非线性回归估计，也可以利用 Baier and Bergstrand（2009）的泰勒级数展开式的线性回归方法进行估计，而最为简单和有效的方案则是直接采用固定效应模型，其不仅包含了多边贸易阻力因素，还可通过引入国家、时间和行业固定效应，降低遗漏变量问题造成的估计偏误。在此基础上，为进一步解决贸易关系选择造成的内生性问题，本文参考 Helpman et al.（2008）的建模方案，采用 Heckman 两阶段估计方法。Heckman 两步法对传统贸易引力模型进行扩展，将贸易广度和贸易深度同时纳入考虑范围。第一阶段回归为广度边际的贸易选择方程，即出口国综合考量进口国的制度和经济因素，选择是否向其出口农产品；而第二阶段回归为深度边际的贸易行为方程，即修正自选择效应后，考察农产品出口贸易的深度变化。通过在第一和第二阶段回归中分别引入农产品知识产权保护指标，可有效判定进口国知识产权保护扩张对中国农产品出口贸易广度和深度的影响。

综上所述，本文建立的 Heckman 两阶段估计模型设定如下：

$$\begin{aligned} \text{Pr ob}(T_{sjt} = 1) = \Phi[\delta_1 ipr_{jt} + \delta_2 \ln pgdp_{jt} + \delta_3 \ln pop_{jt} + \delta_4 \ln land_{jt} + \delta_5 \ln xr_{jt} \\ + \delta_6 open_{jt} + \delta_7 TRIPS_{jt} + \delta_8 RAT_{jt} + \delta_9 free_{jt} + \eta_j + \eta_t + \eta_s + \mu_{1sjt}] \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln hsex_{sjt} = \gamma_0 + \gamma_1 ipr_{jt} + \gamma_2 \ln pgdp_{jt} + \gamma_3 \ln pop_{jt} + \gamma_4 \ln land_{jt} + \gamma_5 \ln xr_{jt} \\ + \gamma_6 open_{jt} + \gamma_7 TRIPS_{jt} + \gamma_8 RAT_{jt} + \eta_j + \eta_t + \eta_s + \rho \sigma M_{sjt} + \mu_{2sjt} \end{aligned} \quad (4)$$

（3）式和（4）式中， s 、 j 、 t 分别代表产品类别、进口国和年份； T_{sjt} 为贸易决策变量，若 t 年中国选择向 j 国出口 s 类农产品，则 $T_{sjt} = 1$ ，若贸易值为 0，则 $T_{sjt} = 0$ ； Φ 为标准正态分布的累积密度函数； δ 和 γ 为变量的系数； $\mu_{1sjt} \sim N(0,1)$ ， $\mu_{2sjt} \sim N(0,\sigma)$ ， $corr(\mu_{1jt}, \mu_{2jt}) = \rho$ ； M_{sjt} 为逆米尔斯比率，是由贸易选择方程（3）估计出的自选择效应的修正项； η_j 、 η_t 和 η_s 分别为国家、时间和行业固定效应； $\ln hsex_{sjt}$ 为中国向 j 国出口 s 类农产品的贸易流量对数； ipr_{jt} 为 j 国在 t 年的农产品知识产权保护强度； $\ln pgdp_{jt}$ 、 $\ln pop_{jt}$ 、 $\ln land_{jt}$ 、 $\ln xr_{jt}$ 、 $open_{jt}$ 、 $TRIPS_{jt}$ 、 RAT_{jt} 均为控制变量。在 Heckman 两阶段估计中，贸易选择方程至少需要比贸易行为方程多一个排除变量（ $free_{jt}$ ），进而控制贸易联系发生的可能性。在以往的文献研究中（Zhou, 2018），贸易进入门槛被认为是排除变量的首选。因此，本文选取了世界经济自由数据库中的自由贸易指数^①（Gwartney et al, 2016），它是涵盖关税、监管贸易壁垒、汇率变动以及资本和劳动力流动的综合指标，该指数越高，表明出口到该国家的固定门槛相对越低。

3. 辅助计量模型构建

Heckman 模型虽然有效解决了传统引力模型的缺陷，但该方法对潜在的异方差问题非常敏感。因此，有必要对回归结果设定稳健性检验方案，Santos Silva and Tayryro（2006）提出了使用泊松最大似然（PML）方法来估计引力方程。PML 估计对不同的异方差模式进行稳健性检验，也是一种将因变量

^① 自由贸易指数在 2000 年以前是每五年统计一次，且目前最新数据只更新到 2016 年。因此，本文利用线性回归拟合对 1996-1999 年以及 2017 年的空缺值进行补缺。

的零观测值包含其中的回归方法。但在 Stata 中使用 Poisson 命令 (PML 估计) 可能会导致收敛性问题。因此, 本文采用 PPML 的原理估计该模型, 模型建立如下:

$$hxex_{ijt} = \exp[\beta_1 ipr_{jt} + \beta_2 pgdp_{it} + \beta_3 pop_{jt} + \beta_4 \ln land_{jt} + \beta_5 \ln xr_{jt} + \beta_6 \ln open_{ijt} + \beta_7 TRIPS_{it} + \beta_8 RAT_{jt} + \eta_j + \eta_t + \eta_s] + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

(5) 式中, ε_{ijt} 为误差项, η_j 、 η_t 和 η_s 为国家、时间和行业固定效应。有学者指出, 当样本中存在大量的零观测值时, 可能会导致估计结果有偏 (Martinez-Zarzoso, 2013)。Santos Silva and Tenreyro (2011) 随后通过采用蒙特卡罗模拟表明, 即使样本中有很大一部分零值, PPML 的估计结果也表现出稳健性。

在基准 Heckman 两阶段估计和 PPML 方法基础上, 本文进一步对零值予以剔除, 采用传统的最小二乘法 (OLS) 的多重固定效应进行检验对比, 以保证实证结论的稳健性。

(二) 指标测度与数据说明

1. 贸易数据范围

本文选取了与中国农产品出口贸易关系密切的 100 个国家, 包括 67 个发展中国家和 33 个发达国家^①, 时间跨度为 1995 年到 2017 年。在上述模型中, 因变量为中国对某进口国植物类农产品出口贸易流量指标 $hxex_{ijt}$, 采用 HS 四位产品编码下的出口贸易额衡量^②。需要说明的是, 本文选择植物类农产品作为研究对象, 主要基于下面两个原因: 一是考虑到现行的有关农业领域的知识产权保护内容与植物类农产品关系更为密切; 二是植物类农产品是中国农业出口创汇的主力, 其出口贸易流量占农产品出口总量的年均比例在 60% 左右。因此, 选取植物类农产品作为样本展开研究具有很好的代表性。本文依据《商品名称及编码协调制度》(HS6) 中的划分, 筛选出 CEPII-BACI 数据库中 6~14、17~22、24 章节的植物类农产品。不同类型植物产品对知识产权保护的敏感程度不同, 会导致对贸易行为的影响存在差异 (Awokuse and Yin, 2010)。为防止“加总谬论”的产生, 以及检验不同行业的植物产品受知识产权保护的影响效果, 本文行业层面的样本范围为基于 HS 四位编码下 121 种植物类农产品。

2. 农产品知识产权保护指标测算

有效衡量各国农业领域内知识产权保护强度并进行国家间的横向比较, 是本文指标体系建立的关键。为此, 本文采用 Campi and Nuvolari (2015) 针对农业领域构建的知识产权保护指标度量方案。该指标基于历史比较的视角, 通过检索各国的法律条款获取包括 UPOV 不同法案的遵守、“免除农民特

^①因篇幅所限, 所选取国家未一一列出, 读者若有兴趣, 可向作者索取。

^②农产品出口贸易数据来源于 CEPII-BACI 数据库, <https://www.cepii.fr/>。出口贸易规模包含出口贸易额 (千美元) 和贸易数量 (吨), 二者总的相关系数超过了 0.9, 经验研究表明, 无论采用贸易额还是贸易数量对经验研究的结果并无显著影响。由于贸易数量值 (吨) 存在部分数值小于 1, 取对数后会出现小于 0 的情况, 并不满足于引力模型的建模基础 (万有引力不会小于 0)。因此, 本文选用出口贸易额作为被解释变量更为准确。从贸易成本效益角度考虑, 本文并未对贸易额原始数据进行平减处理, 一方面, 通过控制相对汇率波动 ($\ln xr_{jt}$) 有效排除通货膨胀等价格因素的影响, 另一方面时间固定效应可以控制潜在的时间趋势项问题。因此, 即便不进行平减, 亦可以有效保证本文模型估计结果的稳健性。

权”、“免除育种者特权”、植物品种保护周期和专利保护范围五个方面立法信息，共同决定了各国农产品知识产权保护强度。指标构建评分表如表 1 所示。

指标构建	指标范围	得分范围	标准化评分		
UPOV 法案的遵守 (<i>upov</i>)	“1961/1972 法案”	0~1	0~3		
	“1978 法案”	0~1			
	“1991 法案”	0~1			
“免除农民特权”(<i>farmers</i>)	是否支持“免除农民特权”	0~2	0~2	0~1	
“免除育种者特权”(<i>breeders</i>)	是否遵守“本质衍生品种保护”	0~1	0~1	0~1	
植物品种保护周期(<i>duration</i>)	植物专利保护时间年限	0~35	0~35	0~1	
	食品	0~1			
	动植物	0~1			
	专利保护范围(<i>scope</i>)	微生物	0~1	0~5	0~1
		药物	0~1		
	特定植物品种	0~1			
总得分		0~46		0~5	

各项指标评判标准为：(1) UPOV 法案的遵守：UPOV 先后颁布“1961/1972 法案”、“1978 法案”和“1991 法案”。根据每个国家加入 UPOV 的时间和遵守的法案类型进行量化得分，每遵守一个法案得 1 分，遵守三个法案得 3 分，新加入 UPOV 的国家默认遵守之前法案。(2) “免除农民特权”：衡量农民是否有权利用受植物品种保护的种子收获品进行二次种植，这一特权还考虑农民将其收获的产品作为种子进行商业用途。国家立法完全免除农民特权，得 2 分；如果对农民特权范围进行限制，得 1 分；如果完全支持，则得 0 分。(3) “免除育种者特权”：国家是否立法支持“本质衍生多样性保护”的条款，即在受保护植物新品种基础上进行研发还要不要获得初始品种所有者的授权。如果支持，得 1 分；不支持，则为 0 分。(4) 植物品种保护周期：通常在加入 UPOV 后，国家立法对植物新品种的保护年限在 15~35 年之间，根据各国立法规定保护年数进行得分。(5) 专利保护范围：国家是否在食品、动植物、微生物、药物、特定植物品种五个方面进行专利立法保护，根据国家专利立法保护覆盖范围进行得分，每涉及一项得 1 分。

在上述基础上，根据各部分得分进行标准化处理，即每一个评分系统下的得分转化为 0 到 1 的新指标，计算公式为： $X_{ii} = [x_{ii} - \min(x_i)] / [\max(x_i) - \min(x_i)]$ ，其中， x_{ii} 为该部分的每年得分， X_{ii} 为被转化的得分指标（在 0~1 之间）。进而对五部分得分进行加总，得出样本国家在不同年份农产品知识产权保护强度（在 0~5 之间）。

本文按照上述测度方案对与中国贸易关系密切的 100 个国家 1995~2017 年的农产品知识产权保护强度进行测度，并进一步将全样本国家分为发达国家和发展中国家两组，绘制农产品知识产权保护强度箱形变化图。从图 1 中可以看出，整体而言，知识产权保护强度呈稳步增长且收敛化趋势；发达国家农产品知识产权保护强度相对较高，2010 年后稳定在 4 左右。而发展中国家则发展相对缓慢且分化

明显，在 TRIPS 协定的推动下，大部分发展中国家开始重视对植物品种的保护，知识产权保护呈现稳步提升趋势，但仍有部分国家农产品知识产权保护力度相对落后。对于中国而言，知识产权保护强度在 2000 年后稳定在 1.84，普遍低于发达国家和发展中国家平均水平，尤其“免除农民特权”和“免除育种者特权”的制度建设还留有空白。可见，中国对于农产品知识产权保护力度还有待提升。

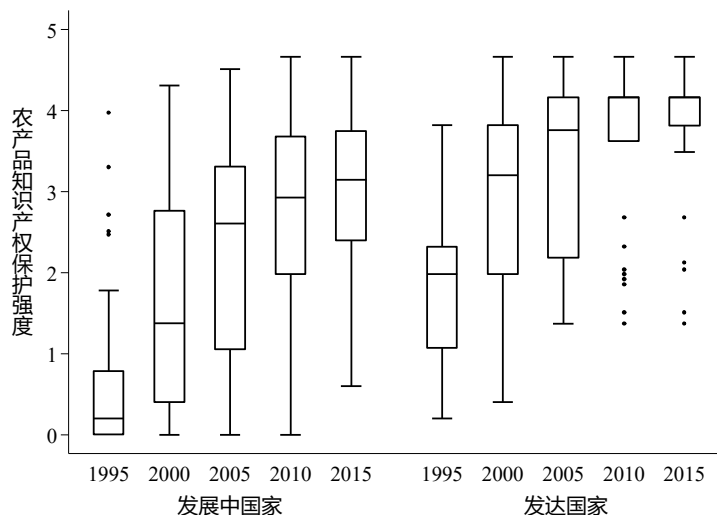


图 1 进口国农产品知识产权保护强度变化箱式图

3. 控制变量说明

本文模型中选取与经济波动和贸易偏好相关的控制变量如下： $pgdp_{jt}$ 为进口国人均国内生产总值，用以控制进口市场规模和经济波动变化的影响； pop_{jt} 为进口国人口数量，用以控制进口国消费需求能力差异的影响； $land_{jt}$ 为进口国农业用地规模，用以控制地区农业发展禀赋对贸易比较优势差异的影响； xr_{jt} 为进口国与中国的相对汇率波动水平，采用美元作为中介衡量标准进行换算，用以控制贸易成本和经济不稳定因素对贸易的影响； $open_{jt}$ 为进口国对外开放水平，选用贸易开放度衡量，用以控制中国与进口国贸易合作的难易程度； $TRIPS_{jt}$ 为是否签署 TRIPS 协定，旨在控制各国加入 TRIPS 时间对贸易的影响效应； RTA_{jt} 为进口国是否与中国签订自由贸易协定，用以控制双边协定对贸易选择偏好的影响； $free_{jt}$ 为自由国际贸易指数，用以控制贸易选择行为的固定门槛的影响。

4. 数据来源

本文采用的贸易数据来源于 CEPII-BACI 的全球贸易数据库（HS92 版本，1995~2017 年），涵盖了六位编码下的世界农产品双边贸易统计信息。农产品知识产权保护指标是基于 Campi and Nuvolari（2015）公布的截止到 2011 年的数据基础上进行了补充完善，其各项子指标体系主要数据来源于：UPOV 网站 (<https://upov.int/upovlex/en/notifications.jsp>)、农民权利数据库 (<https://www.farmersrights.org/database>)、世界法律指南 (<https://www.lexadin.nl/wlg/>)、知识产权法律和条约数据库 (<https://www.wipo.int/wipolex/en/>)。控制变量中，人均国内生产总值数据来源于世界银行数据库 (<https://data.worldbank.org/>)；人口数、汇率和对外开放水平数据来源于佩恩世界表 (<https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>)；

农业用地规模数据来源于联合国粮食及农业组织数据库 (<https://faostat.fao.org/>)；国家签署 TRIPS 协定数据来源于知识产权法律和条约数据库 (<https://www.wipo.int/wipolex/en/>)；自由贸易协定数据来源于 WTO 网站 (<https://www.wto.org/>)；自由贸易指数来源于世界经济自由数据库 (<https://www.fraserinstitute.org/>)。变量统计性描述如表 2 所示。

表 2 变量统计性描述结果

变量名称	定义	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln hsex_{jt}$	植物类农产品出口贸易额对数	4.8689	2.6905	0.0000	13.7900
ipr_{jt}	农产品知识产权保护指标	2.8465	1.3008	0.0000	4.6600
$upov_{jt}$	UPOV 法案的遵守	0.5730	0.4302	0.0000	1.0000
$farmer_{jt}$	“免除农民特权”	0.3078	0.3159	0.0000	1.0000
$breeder_{jt}$	“免除育种者特权”	0.6575	0.4746	0.0000	1.0000
$duration_{jt}$	植物品种保护周期	0.6449	0.2662	0.0000	1.0000
$scope_{jt}$	专利保护范围	0.6638	0.2196	0.0000	1.0000
$\ln pgdp_{jt}$	人均 GDP 对数	9.7869	0.9591	5.9404	11.5708
$\ln pop_{jt}$	人口总数对数	2.9399	1.5802	-2.6640	7.1998
$\ln land_{jt}$	农业用地面积对数	8.9153	2.4209	-0.4155	13.0503
$\ln xr_{jt}$	进口国与中国的相对汇率波动	-0.2044	2.7478	-8.5003	9.1624
$open_{jt}$	进出口总额占 GDP 比重	0.7170	0.5921	0.0322	6.0202
$TRIPS_{jt}$	0~1, 签署 TRIPS 协定=1, 否则为 0	0.8904	0.3124	0.0000	1.0000
RTA_{jt}	0~1, 与中国签订区域贸易协定=1, 否则为 0	0.1460	0.3531	0.0000	1.0000
$free_{jt}$	自由国际贸易指数	7.4844	1.1862	0.0000	9.4900

四、实证估计与结果分析

(一) 全样本回归检验

本文利用 Heckman 两阶段估计、PPML 以及 OLS 对全样本进行回归估计，所得结果如表 3 所示。逆米尔斯比率 M 的系数在 1% 的统计水平上显著异于 0，表明中国植物类农产品出口贸易存在明显的贸易选择行为，验证了采用 Heckman 两阶段估计的合理性。在 Heckman 第一阶段的贸易选择方程中，排除变量 $free$ 的系数显著为正，表明随着进口国自由贸易指数提高，较低的固定门槛有利于中国植物类农产品出口的贸易市场选择（贸易广度），即增加了建立新贸易联系的可能性。其他控制变量， $\ln pgdp$ 、 $\ln pop$ 、 $\ln xr$ 、 $open$ 、 $TRIPS$ 的系数均显著为正，表明了进口国经济规模、消费水平、汇率波动、对外开放水平以及签定 TRIPS 协定对中国植物类农产品出口贸易广度的积极作用，而当进口国农业用地规模（ $\ln land$ ）较大时，则降低了双边建立新贸易联系的可能性。在 Heckman 第二阶段、PPML 和 OLS 回归中， $\ln pgdp$ 、 $\ln pop$ 、 $open$ 、 $TRIPS$ 、 RTA 的系数均显著为正，表明进口国经济规模、消费水平、对外开放水平、签定 TRIPS 协定以及与中国建立自由贸易协定均对中国植物类农产品出口贸易流量增长（贸易深度）产生积极影响。 $\ln xr$ 的系数显著性较差，表明汇率波动与中国植物类农产品贸易深度变化的弱相关性，可能与 J 曲线效应、供需因素等条件有关。

核心解释变量知识产权保护指标 (*ipr*)，在 Heckman 第一阶段贸易选择方程中，系数在 1% 的统计水平上显著为正，表明了进口国知识产权保护有利于中国植物类农产品出口贸易广度扩张。在 Heckman 第二阶段的贸易行为方程，*ipr* 的系数在 5% 的统计水平上显著为负，表明了进口国知识产权保护并不利于中国植物类农产品出口贸易深度增长。这一结果表明，知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的“跳板”和“屏障”效应同时存在。“跳板”效应主要沿贸易广度展开，促进了建立新产品和新市场贸易联系的可能性，该结论与 Ivus (2010) 以及余长林 (2015) 对制造业贸易边际的研究结果类似。而“屏障”效应主要作用于贸易深度，对出口贸易流量增长产生一定抑制作用。可以看出，随着进口国农产品知识产权保护制度的扩张，可有效保障中国植物类农产品出口品种优势和抵制潜在的模仿威胁，通过维护中国在进口国市场的贸易条件而降低贸易固定成本，促进更多的中国企业和产品与进口国建立新市场贸易联系。但进口国知识产权保护同样加深了中国企业与发达国家跨国公司在产品专利和技术竞争中的比较劣势，进而对中国植物类农产品出口贸易产生“屏障”作用，抑制出口贸易深度的进一步增长。在本文中，*ipr* 的系数在 Heckman 第二阶段、PPML 和 OLS 方程中均统一显著为负，验证了 Heckman 两阶段回归估计的稳健性。

表 3 全样本回归结果统计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Heckman1	Heckman2	PPML	OLS
<i>ipr</i>	0.0423*** (7.84)	-0.0278** (-2.56)	-0.1578*** (-6.12)	-0.0726*** (-7.18)
$\ln pgdp$	0.6420*** (23.33)	1.4261*** (25.00)	1.3489*** (8.03)	0.6256*** (11.88)
$\ln pop$	0.8942*** (20.41)	1.7742*** (19.91)	2.2725*** (13.02)	0.8591*** (10.41)
$\ln land$	-0.3108*** (-6.92)	0.1147 (1.33)	0.9609*** (4.12)	0.2541*** (3.19)
$\ln xr$	0.0287*** (3.11)	-0.0376* (-1.82)	0.0653 (1.23)	0.0296 (1.46)
<i>open</i>	0.2215*** (10.03)	0.5350*** (14.76)	0.4577*** (6.27)	0.2418*** (7.62)
<i>TRIPS</i>	0.0669*** (3.46)	0.2730*** (6.79)	0.2758*** (3.84)	0.1822*** (4.79)
<i>RTA</i>	0.0010 (0.06)	0.0655** (2.24)	0.0804 (1.45)	0.2065*** (7.83)
<i>free</i>	0.0261*** (4.44)	- -	- -	- -
<i>M</i>	- -	2.1063*** (67.98)	- -	- -

“跳板”抑或“屏障”？

<i>cons</i>	-7.3590*** (-19.93)	-20.9847*** (-27.63)	-22.8386*** (-8.61)	-6.1950*** (-7.06)
国家固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
行业固定	YES	YES	YES	YES
样本数	276727	276727	277695	115622
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：①括号内数值为t统计量。②***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

(二) 稳健性检验

为进一步验证知识产权保护“跳板”和“屏障”效应结果的有效性，本文进行如下稳健性检验。首先，本文将*ipr*替换为五个子指标：UPOV法案的遵守(*upov*)、“免除农民特权”(*farmer*)、“免除育种者特权”(*breeder*)、植物品种保护周期(*duration*)和专利保护范围(*scope*)，将其代入模型进行Heckman回归估计，估计结果如表4方程(5)和(6)所示。在Heckman第一阶段回归中，*upov*、*farmer*和*scope*的系数显著为正，在Heckman第二阶段回归中，*farmer*和*duration*的系数显著为负，而*scope*的系数则显著为正。这表明进口国遵守UPOV法案、实行“免除农民特权”以及扩大专利保护范围，会有利于发挥知识产权保护的“跳板”效应，促进中国植物类农产品出口贸易市场扩张，且进口国专利保护范围的扩大还会促进贸易深度增长。而知识产权保护的“屏障”作用主要体现在“免除农民特权”和扩大植物品种保护周期，其对中国植物类农产品出口贸易深度增长产生显著抑制作用。

其次，考虑到农业知识产权保护制度建设水平差距是造成中国植物类农产品产权劣势的潜在前提。为验证制度建设水平差距造成的“屏障”效应，本文引入了中国与目标市场国家的知识产权保护制度距离指标(*d-ipr*)，借鉴黄新飞(2013)的方法进行测度^①，将其带入模型进行Heckman回归，估计结果如表4方程(7)所示。*d-ipr*的系数在1%的统计水平上显著为负，这表明中国与进口国知识产权保护制度差异越大，其所产生的“屏障”效应越不利于中国植物类农产品出口贸易深度增长。受制于知识产权保护制度水平建设的相对不足，中国农业领域的新品种研发、品种权转化和跨国企业组织形式等尚处于初步发展阶段，与发达国家和行业内领先者存在一定差距，因而较大的制度距离会削弱中国植物类农产品出口的比较优势，对中国植物类农产品出口贸易深度增长产生“屏障”效应。

最后，本文将被解释变量贸易流量对数($\ln hsex$)替换为贸易份额(*s-hsex*)，即中国向*j*国出口植物类农产品*s*的贸易额占世界对*j*国出口植物类农产品*s*贸易总额的比值，可有效反映进口国

^①本文参考黄新飞等(2013)的测度方法，计算公式为： $d-ipr_{jt} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \left[\frac{(I_{jtk} - I_{itk})^2}{v_k} \right]$ ，其中，*d-ipr_{jt}*为*t*时期中国与出口目标国家*j*国间的知识产权保护制度距离，*k*指标分别为UPOV法案的遵守(*upov_{jt}*)、“免除农民特权”(*farmer_{jt}*)、“免除育种者特权”(*breeder_{jt}*)、植物品种保护周期(*duration_{jt}*)、专利保护范围(*scope_{jt}*)，*I_{jtk}*为*t*时期*j*国第*k*项指标的指标值，*I_{itk}*为*t*时期中国的第*k*项指标的指标值，*v_k*为第*k*项指标的方差，*n*为指标个数。

知识产权保护是否会削弱中国植物类农产品出口的比较优势。本文分别代入知识产权保护综合指标、五项子指标和制度距离进行 Heckman 回归估计，估计结果如表 4 方程 (8)~(10) 所示，各项指标的显著性和方向与基准回归基本保持一致。*ipr* 和 *d-ipr* 的系数均显著为负，表明进口国知识产权保护以及制度距离的扩大会削弱中国植物类农产品出口比较优势，进而降低贸易市场份额。在知识产权保护的各项子指标检验结果中发现，“免除农民特权”、“免除育种者特权”和扩大植物品种保护周期会降低中国植物类农产品出口比较优势，而专利保护范围的扩大则有利于提高中国植物类农产品出口贸易市场份额。

表 4 稳健性检验回归结果

变量	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Heckman 1	Heckman2	Heckman2	Heckman2	Heckman2	Heckman2
<i>ipr</i>	-	-	-	-0.0050*** (-5.36)	-	-
<i>d-ipr</i>	-	-	-0.0623*** (-4.04)	-	-	-0.0065*** (-4.91)
<i>upov</i>	0.0725*** (4.64)	-0.0038 (-0.12)	-	-	0.0008 (0.28)	-
<i>farmer</i>	0.0975*** (3.58)	-0.1329** (-2.39)	-	-	-0.0134*** (-2.79)	-
<i>breeder</i>	-0.0017 (-0.09)	0.0111 (0.31)	-	-	-0.0055* (-1.79)	-
<i>duration</i>	-0.0155 (-0.61)	-0.1400*** (-2.69)	-	-	-0.0099** (-2.20)	-
<i>scope</i>	0.2965*** (9.83)	0.5350*** (8.14)	-	-	0.0379*** (6.58)	-
<i>M</i>	-	2.1063*** (67.98)	2.1093*** (68.05)	0.1252*** (46.91)	0.1308*** (47.60)	0.1254*** (46.99)
<i>cons</i>	-7.3590*** (-19.93)	-20.9847*** (-27.63)	-21.0666*** (-27.73)	-0.4394*** (-6.87)	-0.3295*** (-4.98)	-0.4412*** (-6.89)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
国家固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本数	276727	276727	276727	276727	276727	276727
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：①括号内数值为 t 统计量。②***、**和 * 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

(三) 异质性检验

上述是全样本数据的平均效应检验，却未考虑不同国家类型、不同时期以及知识产权保护力度强

弱对中国植物类农产品出口贸易的影响。为进一步了解知识产权保护的异质性贸易影响效应，本文通过引入知识产权保护与虚拟变量的交互项进行异质性检验，估计结果如表 5 所示。

首先是国家异质性检验。发达国家和发展中国家知识产权保护制度建设水平存在较大差异 (Campi and Nuvolari, 2015)，不仅如此，双方在植物品种权、技术优势以及市场供需条件和规范化程度上均表现不同。有研究指出，国家类型差异会导致知识产权保护对农产品贸易影响存在异质性特征 (Campi and Duenas, 2016)。为此，本文在基准模型中引入农产品知识产权保护 ipr 与国家类型 dc (虚拟变量，1 为发达国家，0 为发展中国家) 的交叉项 $ipr * dc$ 进行 Heckman 两阶段估计，结果如表 5 方程 (11) 和 (12) 所示。结果显示，在 Heckman 第一阶段回归中， ipr 的系数在 1% 的水平上显著为正，表明发展中国家知识产权保护提高了建立新贸易联系的可能性，而发达国家知识产权保护的线性偏效应 ($ipr + ipr * dc$) 为 -0.01，其计算后的 t 检验值为 -1.16，表明发达国家知识产权保护并没有对中国植物类农产品贸易广度产生显著影响。在 Heckman 第二阶段回归中，发展中国家知识产权保护的影响系数值在 5% 统计水平上显著为 -0.0274，而发达国家在 10% 显著水平上为 -0.0335。可见，发达国家对中国植物类农产品出口贸易深度的负向影响高于发展中国家。综上表明，发展中国家知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的“跳板”和“屏障”效应同时存在，而发达国家知识产权保护对中国植物类农产品贸易广度的“跳板”效应并不显著，但其对贸易深度产生了更大的“屏障”效应。

其次是中国加入 WTO 前后的时期检验。中国于 2001 年 12 月 11 日正式加入 WTO，遵循 TRIPS 协定，全面履行有关国际知识产权保护制度的规则，并且参与到国际知识产权竞争中来，同时也履行了 UPOV 中“1978 法案”的相关植物新品种保护章程。为检验中国加入 WTO 前后的时期异质性影响，本文引入了知识产权保护与时期虚拟变量的交互项 $ipr * (t > 2001)$ ，继续采用 Heckman 两阶段回归估计，结果如表 5 方程 (13) 和 (14) 所示。在贸易选择方程的回归结果中，中国入世前的知识产权保护的系数在 1% 统计水平上显著为正，系数值为 0.0411，而入世后的知识产权保护的系数值在 1% 的显著水平上为 0.0432。可见，中国在入世后，进口国知识产权保护对中国植物类农产品贸易广度的影响效果增强。在 Heckman 第二阶段贸易行为方程中，中国入世前的 ipr 系数并不显著，而入世后的线性偏转系数在 1% 的水平上显著为负，表明中国入世后，进口国知识产权保护制度扩张对中国植物类农产品贸易深度增长产生了显著的负向冲击。主要原因在于中国签署 TRIPS 协定后，需要遵循贸易市场中更强知识产权保护标准，虽然这在一定程度上促进了建立新贸易联系的可能性，但受制于产权优势不足和技术性贸易壁垒限制，更易产生显著的“屏障”效应。

最后是知识产权保护强弱的异质性检验。不同强度水平的知识产权保护对贸易的影响存在非线性门槛效应 (Dosiet al., 2006)，为检验进口国更强的知识产权保护对中国农产品出口贸易的影响，本文利用样本中知识产权保护指标强度的中位数 2.78 作为指示值，引入虚拟变量 $High$ (若 $ipr > 2.78$ 为 1，反之则为 0)，构建交互项 $ipr * High$ 带入 Heckman 模型中进行检验，结果如表 5 方程 (15) 和 (16) 所示。在贸易选择方程回归结果中，进口国较弱的知识产权保护对中国植物类农产品贸易广度的影响系数在 1% 统计上显著为 0.0575，而较强的知识产权保护的影响系数为 0.0124，其计算后的 t 检验值为 0.91，这表明更强的知识产权保护对贸易广度并无显著影响。在贸易行为方程中，较弱和较强的知识

产权保护强度系数值均表现显著，但符号相反，分别为 0.0374 和 -0.1437，表明知识产权保护对贸易影响非线性门槛效应显著存在。当进口国知识产权保护强度较弱时，会通过改善贸易条件而产生“跳板”效应，有利于中国植物类农产品出口贸易广度和贸易深度增长，但进口国更强的知识产权保护所产生的“屏障”效应更为显著，会对贸易深度增长产生抑制作用。

表 5 异质性检验回归结果统计

变量	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	Heckman1	Heckman2	Heckman1	Heckman2	Heckman1	Heckman2
ipr_j	0.0611*** (10.30)	-0.0274** (-2.24)	0.0411*** (6.16)	-0.0197 (-1.47)	0.0575*** (6.93)	0.0374** (2.16)
$ipr * dc$	-0.0712*** (-7.70)	-0.0061 (-0.32)	-	-	-	-
$ipr * (t > 2001)$	-	-	0.0021 (0.32)	-0.0131 (-1.02)	-	-
$ipr * High$	-	-	-	-	-0.0451** (-2.41)	-0.1811*** (-4.75)
M	-	2.1021*** (67.90)	-	2.1082*** (67.95)	-	2.1120*** (68.09)
$cons$	-6.8042*** (-18.07)	-20.8704*** (-26.97)	-7.3829*** (-19.61)	-20.8269*** (-26.86)	-7.3119*** (-19.77)	-20.9614*** (-27.59)
$Linear\ Combination$	-0.0100 (-1.16)	-0.0335* (-1.94)	0.0432*** (7.24)	-0.0328*** (-2.74)	0.0124 (0.91)	-0.1437*** (-5.35)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
国家固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本数	-	276727	-	276727	-	276727
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注：①括号内数值为t统计量。②***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

(四) 分行业回归检验

受农业生态条件和自然资源禀赋差异的影响，部分农产品贸易行为与市场供需关系更为密切，而在生产条件门槛的限制下，这种基于绝对优势的供需条件会弱化知识产权保护的影响。此外，中国不同类别植物产品的出口比较优势也存在较大差异，导致其受知识产权保护“跳板”和“屏障”效应的异质性表现。基于此，为探究不同植物类别农产品的贸易行为受知识产权保护的影响水平，本文依据 Heckman 两阶段、PPML 以及 OLS 回归对 HS 四位编码下 121 类植物类农产品进行分行业回归估计（采用国家和时间双向固定），筛选受知识产权保护影响更为敏感的植物产品类型，并观察其影响效应。

基于全样本、发达国家样本和发展中国家样本的分行业回归估计，分别提取 Heckman、PPML 和 OLS 中 *ipr* 的回归系数，筛选标准如下：首先，根据 Heckman 第二阶段回归中 *ipr* 至少在 10% 统计水平上显著的植物产品类别；其次，为保障所筛选样本的稳健性，剔除在 PPML 和 OLS 回归中均表现非显著的植物产品类别；最终，在全样本国家中筛选出 51 类植物类农产品，发达国家样本中筛选出 36 类植物产品，在发展中国家筛选出 50 类植物产品，所筛选行业的植物产品类别涵盖了各章节的多种植物产品^①。全样本和子样本中筛选的大部分类别保持一致，但也存在因地区异质性和样本选择问题导致的类别变动^②。本文依据 Heckman 第二阶段回归中 *ipr* 系数的符号方向进行分类统计制图，如图 2 和 3 所示。

在全样本国家中，知识产权保护对中国不同种类植物产品贸易的影响效应存在差异，表现为知识产权保护对切花、部分食用根茎类蔬菜、植物提取物和烟草等产品贸易的影响显著为正，而对其它大部分敏感植物产品贸易产生了显著的负向影响。不仅如此，发达国家和发展中国家样本中敏感植物产品种类和影响系数值的不同，表明了不同种类植物产品贸易也会受到国家异质性的显著影响。发达进口国对知识产权保护影响敏感的植物产品种类数相对较少，在一定程度上可以解释上述国家异质性检验中，发达国家 Heckman 第一阶段线性偏效应的非显著性。可见，发达国家知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的市场准入相对严苛。

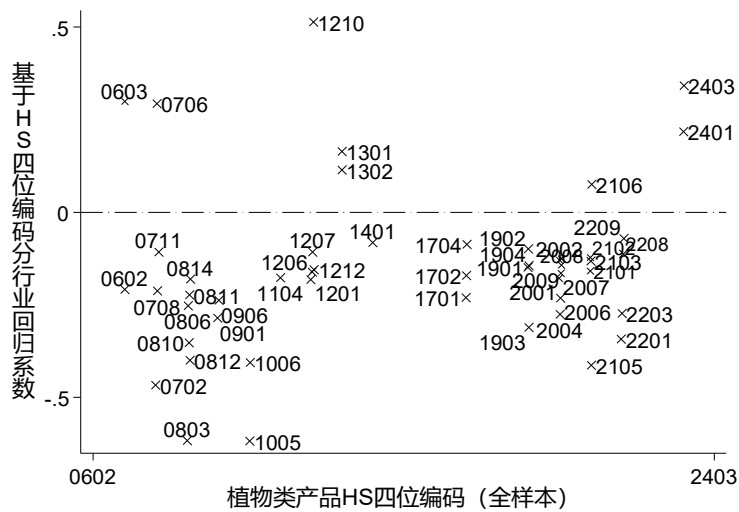


图 2 基于 HS 四位编码分行业回归系数统计图（全样本）

^①因篇幅所限，HS 四位编码对应的行业类别和影响效应详情未列出，读者若有兴趣，可向作者索取。

^②首先，存在部分产品在发达国家和发展中国家中表现出相斥的影响效果，进而导致在全样本中不显著现象，分别为 HS 四位编码下的 0710、0813、0909、1108、1209、1404 行业；其次，存在多个行业的产品在子样本中表现敏感，而在全样本回归中显著性淡化的现象；最后，存在五个行业类型（即 HS 四位编码下的 0814、1005、1104、1901 和 2102），由于样本选择问题，导致在其全样本中表现为显著，而在子样本中均不显著。

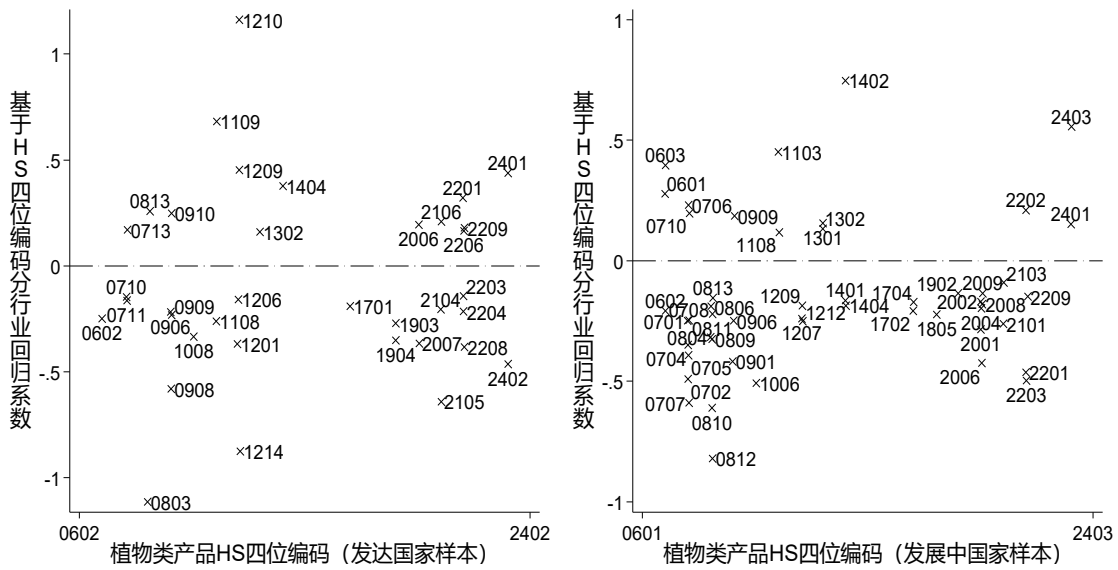


图3 基于HS四位编码分行业、样本回归系数散点图（发达和发展中国家样本）

关于发达国家和发展中国家的植物类农产品种类异质性，一方面，随着发达国家和发展中国家知识产权保护水平的提升，贸易“跳板”效应促进了中国部分植物产品的出口贸易，但贸易“屏障”效应对各行业农产品贸易深度增长的抑制作用更为普遍，所涉及的范围包括大宗农产品、园艺产品以及加工植物类产品的各个层面。对于发展中国家而言，知识产权保护虽然更有利于中国植物类农产品出口贸易广度增长，但同时也会加剧各国跨国企业品种权和农业技术的竞争，使得北方国家以及行业内较高产权优势企业更易取得领先地位，进而会形成“屏障”作用，在更多的种类上抑制中国植物类农产品出口贸易深度增长。另一方面，种类影响系数差异也与市场需求偏好关系密切，如干果、高级种子、播种、装饰材料和加工水果等高附加值产品（即HS四位编码下的0710、0813、0909、1209、1404和2006等），知识产权保护变量在发达国家模型中为正，而在发展中国家则表现为负。在发达国家市场中，该产品存在较高的需求偏好，因而在产权优势和品牌利益得到有效维护的情况下，知识产权保护更易产生市场扩张效应。发达国家知识产权保护制度建设较早且市场规范性相对更高，一定程度上有利于中国少部分高附加值的植物类农产品出口贸易。而在发展中国家市场，较低的产品偏好会降低产品需求弹性，随着知识产权保护提高了产品的市场排它性，更易产生由垄断势力形成的市场势力效应，进而降低贸易深度增长，这也符合Maskus and Penubarti（1995）局部均衡模型下的理论推论。

五、结论与启示

本文以中国与100个国家植物类农产品贸易作为样本，在测度进口国农产品知识产权保护强度基础上，采用Heckman两阶段估计、PPML和OLS进行回归估计，检验进口国知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的现实影响，主要结论如下：第一，进口国知识产权保护扩张对中国植物类农产品出口贸易同时产生“跳板”和“屏障”效应，“跳板”效应主要作用于贸易广度，提高建立新贸易联系的可能性，而“屏障”效应则主要作用于贸易深度，抑制植物类农产品出口贸易流量增长。第二，

进口国遵守 UPOV 法案、实行“免除农民特权”以及扩大专利保护范围，会有利于发挥知识产权保护的“跳板”作用，提高中国植物类农产品出口贸易广度，同时，扩大专利保护范围还有助于促进贸易深度增长。而“免除农民特权”和扩大植物品种保护周期会产生显著“屏障”作用，对贸易深度增长产生抑制作用。研究还发现，中国与进口国知识产权保护制度距离越大，进口国知识产权保护更易产生显著的贸易“屏障”效应，会削弱中国植物类农产品的出口比较优势，进而降低其贸易市场份额。第三，发展中国家知识产权保护产生的贸易“跳板”和“屏障”效应均显著存在，而发达国家中，知识产权保护对贸易深度的“屏障”作用更为显著且负向作用更大。中国加入 WTO 后，进口国知识产权保护扩张对贸易广度的促进作用增强，但同时也对贸易深度产生较大的抑制性影响。较弱的知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易广度和深度均存在积极影响，但更强的知识产权保护则会产生显著的“屏障”作用。第四，不同类别植物性农产品贸易对知识产权保护的敏感程度存在差异，发达国家和发展中国家知识产权保护均促进了中国部分蔬菜产品、植物提取物以及烟草类产品的贸易深度增长。在发达国家中，受知识产权保护影响敏感的植物产品种类相对较少，而发展中国家知识产权保护在更多的植物产品种类中产生显著的“屏障”效应。

本文在一定程度上丰富了有关知识产权保护的研究，将其拓展到农业贸易领域中，探究知识产权保护对中国植物类农产品出口贸易的影响效应。本文研究具有以下的政策启示：第一，中国需要积极、全面地将知识产权保护落实到法律制度层面，缩小与发达国家之间的制度距离，改变“被迫”提供保护的局，并积极扩大国内植物品种向国际品种权申请转化的步伐，提高植物类农产品出口比较优势。第二，农产品贸易中应综合考虑进口国知识产权保护强度以及自身的比较优势，合理选择贸易伙伴。对于具有产权优势的产品要稳定市场份额，进而获取最大化出口贸易收入；而对于产权劣势产品而言，在面临贸易深度增长受抑制的情况下，要积极转变出口贸易策略，可以通过加强与发达国家跨国企业的产业联动，通过技术许可、外资引进等手段，进而提高产权劣势农产品的出口抗风险能力。第三，加大农业科技的研发力度，积极推进地理标志等农产品知识产权保护，通过与发达进口国相互承认的方式推进中国特色农产品出口贸易，获得较高贸易收益。

参考文献

- 1.陈超、张明杨、章棋、谭涛，2012：《全球视角下植物新品种保护对我国种子出口贸易的影响分析》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第4期。
- 2.任静、邹婉依、宋敏，2019：《跨国种业公司并购形成的国际种业竞争新格局变化趋势研究——以知识产权为例》，《中国生物工程杂志》第7期。
- 3.杨静、陈亮、冯卓，2017：《国际农业垄断资本对发展中国家粮食安全影响的分析——兼对保障中国粮食安全的思考》，《中国农村经济》第4期。
- 4.王磊、刘丽军、宋敏，2014：《基于种业市场份额的中国种业国际竞争力分析》，《中国农业科学》第4期。
- 5.尹成杰，2010：《农业跨国公司与农业国际化的双重影响》，《农业经济问题》第3期。
- 6.余长林，2015：《知识产权保护如何影响了中国的出口边际》，《国际贸易问题》第9期。

- 7.赵海燕、何忠伟, 2013:《中国大国农业国际竞争力的演变及对策:以蔬菜产业为例》,《国际贸易问题》第7期。
- 8.Anderson, J. E., and Van Wincoop E., 2003, “Gravity with gravitas: A Solution to the Border Puzzle”, *American Economic Review*, 93(1): 170-192.
- 9.Awokuse, T. O., and Yin H., 2010, “Does Stronger Intellectual Property Rights Protection Induce More Bilateral Trade? Evidence from China’s Imports”, *World Development*, 38(8): 1094–1104.
- 10.Baier, S. L., and Bergstr and J. H., 2009, “Bonus vetus OLS: A Simple Method for Approximating International Trade-Cost Effects Using the Gravity Equation”, *Journal of International Economics*, 77(1): 77-85.
- 11.Dosi, G., Marengo L., and Pasquali C., 2006, “How Much Should Society Fuel the Greed of Innovators? On the Relations Between Appropriability, Opportunities and Rates of Innovation”, *Research Policy*, 35(8): 1110-1121.
- 12.Ginarte, J. C., and Park W. G., 1997, “Determinants of Patent Right: A Cross-national Study”, *Research Policy*, 26(3): 283-301.
- 13.Grossman, G. M., and Lai E. L.C., 2004, “International Protection of Intellectual Property”, *American Economic Review*, 94(5): 1635-1653.
- 14.Gwartney, J., Lawson R., and Hall J., 2016, *Economic Freedom of the World 2016 Annual Report*, Fraser Institute: Vancouver B. C., <https://www.fraserinstitute.org/sites/default/files/economic-freedom-of-the-world-2016.pdf>
- 15.Helpman, E., 1993, “Innovation, Imitation, and Intellectual Property Rights”, *Econometrica*, 61(6): 1247-1280.
- 16.Helpman, E., Melitz M., and Rubinstein Y., 2008, “Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes”, *Quarterly Journal of Economics*, 123(2): 441–487.
- 17.Ivus, O., 2010, “Do Stronger Patent Rights Raise High-tech Exports to the Developing World?”, *Journal of International Economics*, 81(1): 38-47.
- 18.Martinez-Zarzoso, I., 2013, “The Log of Gravity Revisited”, *Applied Economics*, 45: 311-327.
- 19.Maskus, K. E., and Penubarti M., 1995, “How Trade-related are Intellectual Property Rights”, *Journal of International Economics*, 39(3-4): 227-248.
- 20.Maskus, K.E., and Yang Lei., 2013, “The Impacts of Post-TRIPS Patent Reforms on the Structure of Exports”, RIETI Discussion Paper Series 13-E-030, <https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/13e030.pdf>
- 21.Campi, M., and Nuvolari A., 2015, “Intellectual Property Protection in Plant Varieties: A Worldwide Index (1961–2011)”, *Research Policy*, 44(4): 951-964.
- 22.Campi, M., and Duenas N., 2016, “Intellectual Property Rights and International Trade of Agricultural Products”, *World Development*, 80(4), 1-18.
- 23.Zhou, M., Sheldon I., and Eum J., 2018, “The Role of Intellectual Property Rights in Seed Technology Transfer through Trade: Evidence from U.S. Field Crop Seed Exports”, *Agricultural Economics*, 49(4): 423-434.
- 24.Santos Silva, J., and Tenreyro S., 2006, “The Log of Gravity”, *The Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641–658.
- 25.Santos Silva, J., and Tenreyro S., 2011, “Further Simulation Evidence on the Performance of the Poisson Pseudo-maximum Likelihood Estimator”, *Economics Letters*, 112(2): 220–222.

26. Shin, W., Lee, K., and Park, W. G., 2016, “When an Importer's Protection of IPR Interacts with an Exporter's Level of Technology: Comparing the Impacts on the Exports of the North and South”, *The World Economy*, 39(6):772-802.

27. Smith, P. J., 2001, “How Do Foreign Patent Rights Affect US Exports, Affiliate Sales, and Licenses?”, *Journal of International Economics*, 55(2): 411-439.

28. Wright, B. D., and Pardey P. G., 2006, “The Evolving Rights to Intellectual Property Protection in the Agricultural Biosciences”, *International Journal of Technology and Globalisation*, 2(1-2): 12-29.

29. Yang, C. H., and Woo R. J., 2006, “Do Stronger Intellectual Property Rights Induce More Agro-trade? A Dynamic Panel Data Model Applied to Planting Seed Trade”, *Agricultural economics*, 35(1): 91-101.

(作者单位：华东理工大学商学院)

(责任编辑：云 音)

Springboard or Barrier? The Impact of Importing Countries' Intellectual Property Protection on China's Botanical Agricultural Export

Zhang Linchen Dong Yinguo

Abstract: With the implementation of the International Union for the Protection of New Varieties of Plants (UPOV) and Agreement on Trade-related Aspects of Intellectual Property Rights (TRIPS), the protection of intellectual property rights of agricultural products has been strengthened worldwide. Based on the panel data of China's trade in agricultural products with 100 countries from 1995 to 2017, this article measures the intensity of intellectual property protection of agricultural products in importing countries and analyzes its impact on China's export trade of botanical agricultural products. The results show that the protection of world intellectual property plays both “springboard” and “barrier” effects on the export trade of agricultural products in China. The former has a positive effect on the breadth of trade, while the latter has a negative effect on the depth of trade. This study further uses different types of intellectual property protection indicators, institutional distance and comparative advantage test to verify the role of intellectual property protection. Through the heterogeneity test, the “springboard” and “barrier” effects of intellectual property protection remain significantly different, being in various country types, before and after China's accession to the WTO and under different intensity of intellectual property protection. A regression test of industry heterogeneity shows that the sensitivity of different agricultural products trade to the impact of intellectual property protection in developed and developing countries is different, which is conducive to the export growth of some fruits and vegetables, plant extracts, tobacco and other industries in China. But the intellectual property protection of importing countries has a significant inhibitory effect in more types of other botanical products. The above results are consistent in the Heckman two-stage regression, PPML and OLS fixed effect model regression, which proves the robustness of the conclusions in this study. This article extends the protection of intellectual property rights to the field of agricultural trade, providing both theoretical and practical basis for the optimal strategy selection of China's botanical agricultural products export trade.

Key Words: Intellectual Property Protection of Agricultural Product; Springboard Effect; Barrier Effect; Heterogeneity Test