doi. 10. 3724/1005-0566. 20260203

推动地理标志国际化的双边合作效应研究：以中欧地理标志协定为例

张米尔，张霖霖，郭浩杰
（大连理工大学经济管理学院，辽宁 大连 116023）

摘　要：地理标志的国际化进程相较传统的知识产权明显滞后，双边合作是推动国际化的重要举措，通过甄选优质地理标志，实现地理标志的互认互保。中欧地理标志协定是近年来最重要的双边合作协定，以此为研究样本，采用连续型双重差分模型，研究评价双边合作效应。研究表明，双边合作不仅产生显著的贸易促进效应，而且双边合作效应存在异质性，对中国内陆地区、低城镇化地区的出口促进作用更显著，对“一带一路”国家的进口促进作用更显著。因此，有必要深入推进中欧地理标志合作，利用双边合作的质量倒逼机制和贸易促进效应，促进地理标志产业的高标准、规模化发展，推动生成农业新质生产力，对冲新一轮贸易保护主义对农业发展的负面影响。

关键词：地理标志；知识产权；国际化；双边合作
中图分类号：F323　　**文献标识码**：A　　**文章编号**：1005－0566(2026)02－0026－11

Bilateral cooperation effects for promoting the internationalization of geographical indications: Take the China-EU geographical indication agreement as example

ZHANG Mier, ZHANG Linlin, GUO Haojie
(*School of Economics and Management*, *Dalian University of Technology*, *Dalian* 116023, *China*)

Abstract: The internationalization of geographical indications lags notably behind that of traditional intellectual property. Bilateral cooperation acts as a vital initiative to promote internationalization by enabling mutual recognition and protection through the selection of high-quality geographical indications. The China-EU geographical indication agreement is the most important bilateral cooperation agreement in recent years. The continuous difference-in-differences model is constructed based on this agreement for evaluating bilateral cooperation effects. The results show that bilateral cooperation not only generates significant trade promotion effects, but also exhibits heterogeneity. The export promotion effect is more significant in China's inland and low-urbanized areas, and the import promotion effect is more significant across Belt and Road Initiative countries. Therefore, it is essential to deepen the China-EU cooperation on geographical indications. Meanwhile, the quality-driven mechanism and trade promotion effect of bilateral cooperation should be leveraged to foster high-standard and scaled development of geographical indication industries. This will spur the generation of new quality productive forces in agriculture and offset adverse impacts of rising trade protectionism on agricultural development.

Key words: geographical indication; intellectual property; internationalization; bilateral cooperation

基金项目：辽宁省社会科学规划基金项目“地理标志驱动农业新质生产力生成的模式与对策研究”(L24ZD028)。

作者简介：张米尔(1970—)，男，江苏盐城人，大连理工大学经济管理学院教授、博士生导师，研究方向为知识产权、技术管理、产业转型。

地理标志是新兴的知识产权,标识产品源于特定地区并具有独特品质,近年来成为提高农产品国际竞争力的重要手段。由于地理标志涉及产地的自然条件和人文因素,中国、美国、欧盟等主要经济体对地理标志的保护范围和认证过程存在差异,国际化进程相较已达成多边合作协定的专利明显滞后。2011 年 3 月,中国和欧盟启动相关谈判。历经多轮磋商谈判,2020 年 9 月,双方正式签署《中华人民共和国政府与欧洲联盟地理标志保护与合作协定》(简称“中欧地理标志协定”)。该协定是近年来全球范围最重要的地理标志双边合作协定,在全球多边合作协定由于美国等国阻挠难以达成的背景下,双边合作通过甄选优质地理标志实现互认互保,成为推动地理标志国际化的重要举措。然而,作为替代全球多边合作的权宜之策,地理标志双边合作的有效性还存在争议。因此,有必要研究评价中欧双边合作效应,为推动地理标志国际化提供理论支持和决策依据。

一、文献综述

地理标志的国际化是发挥其促进农产品贸易和农业发展作用的客观要求。Crescenzi 等[1]研究指出,地理标志认证在全球市场上为产品提供竞争优势,推动农村经济结构多样化发展;地理标志作为高价值标签,有助于获得竞争优势,通过生产要素集聚产生农业集聚效应[2];地理标志显著促进了特色农产品出口,出口市场经济发展水平越高,地理标志的作用越明显[3];国际互认互保推动地理标志获得国际认可,有助于拉近与国外消费者的距离,增强农产品的出口贸易优势[4];地理标志能够传递区域质量信号,提升产品美誉度,显著提高出口农产品的技术复杂度[5];地理标志的质量声誉效应不仅促进地理标志产品的出口,还推动同一类别的其他非地理标志产品的出口[6]。

地理标志涉及原产地的自然条件和人文因素,由于各个国家对地理标志的保护范围和认证过程存在差异,地理标志国际化进程滞后。地理标志是指无法在其他风土条件下复制的独特产品,生产过程必须在特定地区进行,需要证明地区的自然条件和文化传统对产品特性具有决定作用[7];在审查国外地理标志实质性条件时,审查员无法验证特定地区的自然条件和人文因素与产品的特定质量或特征之间的因果关系,导致国外地理标志审查效率低下[8]。由于各国地理标志认证过程不同,外国生产商需要根据各个国家的相关规定提交不同的证明文件,才能获得地理标志保护[9];不同国家对于地理标志的保护措施和认证程序存在差异,这显著增加了地理标志国际认证的成本[10];各国通常对跨国申请产品与特定地域联系的独特性存在疑问,阻碍了对跨国申请地理标志的承认[11]。

《与贸易有关的知识产权协定》(TRIPs)拓展了知识产权保护客体,将知识产权保护与全球贸易规则联系起来[12];TRIPs 确定地理标志为独立知识产权,但未明确具体保护模式,不同国家地理标志制度差异很大[13];由于各国地理标志禀赋存在明显差异,对于地理标志保护和国际化存在明显分歧。美国、欧盟为了在农产品国际贸易中获得竞争优势,通过贸易谈判推动各自的地理标志保护模式[14]。以美国、澳大利亚为代表的新世界国家地理标志资源少,缺乏地理标志保护的历史传统,保护仅限于消费者对商品来源产生混淆的情形[15]。美国占据全球农产品出口榜首,但优势主要在大豆、玉米、小麦等大宗农产品,而地理标志主要分布于水果蔬菜、葡萄酒、茶叶咖啡、畜产品等特色农产品领域。虽然《专利合作条约》早已证明,全球性的多边合作是实现知识产权国际化的坦途,但由于美国等国的长期阻挠,在地理标志领域难以达成全球性的多边合作协定。

在全球性的多边合作协定受阻的背景下,双边合作作为推动地理标志国际化的重要举措近年来受到高度重视,双边合作效应目前仍然存在争议。Kneller[16]研究指出,双边自由贸易协定中对地理标志的高水平保护降低农产品市场准入壁垒,增加进入对方国家市场的机会。但 Curzi 等[17]的研究表明,双边自由贸易协定加强地理标志保护未发挥显著的出口促进作用,只有质量更好、市场份额更高的地理标志可以获益。钱薇雯等[18]研究指出,中欧“10 + 10”地理标志互认试点项目显

著促进中国农产品出口,但进口国单边拥有互认产品时会形成贸易壁垒阻碍出口。Park[19]的研究表明,欧盟与韩国签订双边自由贸易协定加强地理标志保护,并未对韩国市场地理标志产品的消费产生重大影响;欧盟通过自由贸易协定保护地理标志的策略会干扰对方市场的竞争,构成对方国家的市场准入限制[20]。

综上所述,地理标志国际化是发挥其促进农产品贸易和农业发展作用的客观要求,当前全球贸易保护主义抬头,在全球性的多边合作受阻的背景下,双边合作是地理标志国际化的重要举措,但其有效性仍然存在争议。已有研究围绕出口影响展开,得出不尽相同的研究结论。中欧在地理标志保护模式上虽然存在差异,但最终达成协定并正式实施。作为近年来全球最重要的地理标志双边合作协定,为研究双边合作效应提供宝贵样本。因此,利用协定实施产生的统计数据开展实证研究,为推动地理标志国际化提供理论支持和决策依据。

二、研究设计

(一)样本选择和研究方法

双边合作是地理标志国际化的重要举措,中欧地理标志协定是近年来全球最重要的地理标志双边合作协定,中国和欧盟甄选优质地理标志实现互认互保,纳入协定的地理标志可以使用对方的官方标志,为防止地理标志产品假冒提供法律保障,使双方消费者能购买到货真价实的地理标志产品。中欧地理标志协定是否对中国与欧盟的相关农产品的进出口产生促进作用,是评价双边合作效应的关键所在。因此,围绕中国与欧盟农产品进出口贸易展开分析,且为深入揭示中欧地理标志协定的实施效果,进一步将分析单元细化到中国 31 个省份和欧盟 27 个成员国,从出口和进口两个维度研究评价双边合作效应。

中欧地理标志协定实施过程中会受到诸多因素影响,科学评价协定实施效果的关键在于剥离出协定产生的净效应;而且中国大陆省市区和欧盟成员国纳入协定的地理标志数量存在差异,受协定产生影响的强度不同。因此,利用中国大陆省市区和欧盟成员国的面板数据,选择采用连续型双重差分法分析中欧地理标志协定实施的前后,中国大陆省市区对欧盟出口相关农产品的变化趋势,以及从欧盟成员国进口相关农产品的变化趋势。由于双向固定效应模型通过控制个体和时间的非观测异质性,能够缓解遗漏变量产生的内生性问题,提高估计结果的准确性。因此,采用双向固定效应模型进行连续型双重差分估计,研究揭示中欧地理标志协定产生的双边合作效应。

(二)回归模型构建

纳入协定的地理标志相关农产品的出口额和进口额均为右偏分布,对其取自然对数作为被解释变量,纳入协定的地理标志数量和中欧地理标志协定虚拟变量的交互项作为解释变量。中国对欧盟出口受到多方面因素影响,为控制对出口效应评估的干扰,引入对出口产生影响的控制变量。经济增长影响消费者购买力和高溢价的地理标志产品消费,将其作为控制变量,采用欧盟 GDP 增长率测量。贸易便利化水平影响农产品出口,将其作为控制变量;考虑到分析单元为省级行政区,各地的自由贸易试验区提升贸易便利化水平,采用自由贸易试验区数量衡量贸易便利化水平。外汇汇率影响进出口,将其作为控制变量,采用欧元兑人民币年平均汇率测量。综上所述,出口额的自然对数为被解释变量,交互项为解释变量,引入上述控制变量、省市区个体固定效应和年份固定效应,构建连续型双重差分固定效应模型。

$$Export_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Number_i \times After_t + \alpha_2 Growth_t + \alpha_3 FTZ_{it} + \alpha_4 Exchange_t + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,$Export_{it}$为 t 年省市区 i 对欧盟纳入协定的地理标志相关农产品出口额的自然对数,$Number_i$为省市区 i 纳入协定的地理标志数量;$After_t$为中欧地理标志协定虚拟变量,2021 年协定生效后为 1,之前为 0;$Growth_t$为 t 年欧盟 GDP 增长率;FTZ_{it}为 t 年省市区 i 自由贸易试验区数量;$Exchang_t$为 t 年欧元兑人民币平均汇率。i 为中国大陆省市区,t 为年份,α_0为常数项,$\alpha_1 \sim \alpha_4$ 为回归系数,λ_i为省市区个体固定效应,η_t为年份固定效应,ε_{it}为随机扰动项。

中国从欧盟进口受到多方面因素影响,为控

制对进口效应评估的干扰，引入对进口产生影响的控制变量。地理标志产品生产具有劳动密集型特点，欧盟面临严重的农业劳动力短缺，影响地理标志产品生产，进而影响国际贸易，将农业劳动力作为控制变量，采用农业就业人数测量。关税直接影响农产品进口，中国农产品进口税率近年来不断调整，将其作为控制变量；从欧盟进口农产品适用最惠国税率，采用中国农产品最惠国贸易加权平均税率（简称“中国农产品进口税率”）测量。欧盟成员国的经济外向度存在明显差异，对华出口受到经济外向度影响，将其作为控制变量，采用商品出口依存度测量，即商品出口值与 GDP 的比值。综上所述，进口额的自然对数为被解释变量，交互项为解释变量，引入上述控制变量、欧盟成员国个体固定效应和年份固定效应，构建连续型双重差分固定效应模型。

$$Import_{kt} = \beta_0 + \beta_1 Number_k \times After_t + \beta_2 Labor_{kt} + \beta_3 Tariff_t + \beta_4 FTD_{kt} + \lambda_k + \eta_t + \varepsilon_{kt} \quad (2)$$

式（2）中，$Import_{kt}$ 为 t 年中国从欧盟成员国 k 纳入协定地理标志相关农产品的进口额的自然对数；$Number_k$ 为成员国 k 纳入协定的地理标志数量；$After_t$ 为中欧地理标志协定虚拟变量；$Labor_{kt}$ 为 t 年成员国 k 的农业就业人数，由于变量为右偏分布，对其取自然对数；$Tariff_t$ 为 t 年中国农产品进口税率；FTD_{kt} 为 t 年成员国 k 的商品出口依存度。k 为欧盟成员国，t 为年份，β_0 为常数项，β 为回归系数，λ_k 为成员国个体固定效应，η_t 为年份固定效应，ε_{kt} 为随机扰动项。

双重差分法使用前提是样本数据满足平行趋势假设，即协定实施前，出口额和进口额要具有平行的变化趋势。为检验样本数据是否满足平行趋势假设前提，同时揭示协定对出口额和进口额产生的动态影响，运用事件研究法构建动态回归模型。其中，$Year_t$ 为年份虚拟变量，第 t 年为 1，其他年份为 0；α_t 为第 t 年中国大陆省份纳入协定的地理标志数量和年份虚拟变量交互项的回归系数；β_t 为第 t 年欧盟成员国纳入协定地理标志数量和年份虚拟变量交互项的回归系数，其余变量符号含义与模型（1）、模型（2）相同。

$$Export_{it} = \alpha_0 + \sum_{t=2017}^{2023} \alpha_t Number_i \times Year_t + \alpha_2 Growth_t + \alpha_3 FTZ_{it} + \alpha_4 Exchange_t + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Import_{kt} = \beta_0 + \sum_{t=2017}^{2023} \beta_t Number_k \times Year_t + \beta_2 Labor_{kt} + \beta_3 Tariff_t + \beta_4 FTD_{kt} + \lambda_k + \eta_t + \varepsilon_{kt} \quad (4)$$

选择 2017 年作为基准年，对比其他年份各省份对欧盟出口额的变动趋势；如果 α_{2018}、α_{2019} 和 α_{2020} 不具有统计显著性，表明中欧地理标志协定实施之前，各省份对欧盟出口额的变化趋势不存在显著差异，满足平行趋势假设前提；观察 α_{2021}、α_{2022} 和 α_{2023} 的大小及显著性，分析中国对欧盟出口额的影响从何时开始显现，揭示中欧地理标志协定对出口的动态影响。根据协定实施前后 β_t 的大小及显著性，判断中国从欧盟各成员国的进口额是否满足平行趋势假设前提，分析影响从何时开始显现，揭示中欧地理标志协定对进口的动态影响。

（三）数据来源与数据收集

纳入协定的地理标志产品及原产地信息通过商务部的中欧地理标志协定网站检索提取，然后利用海关总署提供的商品、贸易伙伴和收发货人注册地字段，检索获取中国对欧盟出口地理标志对应农产品的相关数据和中国从欧盟进口地理标志对应农产品的相关数据。首先，根据海关总署发布的农产品 HS 编码，提取与中国纳入协定地理标志对应的 HS 编码；然后，发货人注册地选择 31 个省份的编码，商品选择中国纳入协定地理标志对应的 HS 编码，出口市场选择欧盟成员国编码，检索导出上述 HS 编码对应的出口数量和出口额，逐年求和得到 2017—2023 年各省份对欧盟出口纳入协定的地理标志相关农产品的数量和金额。

收集中国从欧盟进口纳入协定的地理标志对应农产品的相关数据时，首先根据海关总署发布的农产品 HS 编码，提取与欧盟纳入协定地理标志对应的 HS 编码；然后进口来源国选择欧盟 27 个成员国编码，商品选择欧盟纳入协定地理标志对应 HS 编码，检索导出上述 HS 编码对应的进口数量和进口额，逐年求和得到 2017—2023 年中国从

欧盟各成员国进口纳入协定的地理标志相关农产品的数量和金额。

控制变量数据通过世界银行数据库、中国国家统计局、世界贸易组织数据库收集。其中,欧盟 GDP 增长率数据、欧盟各成员国的农业就业人数数据来源于世界银行数据库;欧元兑人民币年度平均汇率数据来源于中国国家统计局,中国农产品进口税率数据来源于世界贸易组织数据库;通过世界银行数据库收集欧盟成员国的商品出口值与 GDP 数据,计算成员国的商品出口依存度。

三、统计检验与分析

(一)多重共线性检验

变量之间可能因高度相关而存在多重共线性,致使参数估计结果失真,有必要进行多重共线性检验。相关系数和方差膨胀因子(*VIF*)是多重共线性检验常用判断指标,通过计算变量相关系数和 *VIF* 值,与临界值进行比较,判断变量之间是否存在多重共线性问题。

表 1　中国对欧盟出口的多重共线性检验结果

变量	1	2	3	4
Number × *After*	1.000	—	—	—
欧盟 GDP 增长率	0.299	1.000	—	—
自由贸易试验区	0.189	-0.038	1.000	—
欧元兑人民币年平均汇率	-0.414	-0.475	-0.064	1.000
VIF	1.270	1.330	1.050	1.440

当被解释变量为中国对欧盟出口时,结果显示,解释变量、控制变量之间的相关系数的绝对值均小于 0.750,各变量的 *VIF* 值均小于 10.000,共线性统计量的值处于可接受范围内,这表明变量之间不存在明显的多重共线性问题。

表 2　中国从欧盟进口的多重共线性检验结果

变量	1	2	3	4
Number × *After*	1.000	—	—	—
成员国农业就业人数	0.278	1.000	—	—
中国农产品进口税率	0.341	-0.014	1.000	—
成员国商品出口依存度	-0.178	-0.012	0.058	1.000
VIF	1.310	1.100	1.170	1.050

当被解释变量为中国从欧盟进口时,结果显示,解释变量、控制变量之间的相关系数的绝对值均小于 0.750,各变量的 *VIF* 值均小于 10.000,共线性统计量的值处于可接受范围内。这表明,变量之间不存在明显的多重共线性问题。

(二)参数估计结果

为揭示中欧地理标志协定的实施效果,分别以纳入协定的地理标志相关农产品出口额的自然对数和进口额的自然对数为被解释变量,纳入协定的地理标志数量和中欧地理标志协定虚拟变量的交互项为解释变量,将个体固定效应和年份固定效应引入回归模型,构建连续型双重差分固定效应模型。然后,将样本数据导入 Stata 17.0,采用稳健标准误进行参数估计,计算各变量的回归系数及其显著性。

表 3　参数估计结果

变量	中国对欧盟出口		中国从欧盟进口	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
Number × *After*	0.035** (2.467)	0.035** (2.481)	0.055** (2.249)	0.061** (2.340)
欧盟 GDP 增长率	—	0.135** (2.297)	—	—
自由贸易试验区	—	0.029 (0.641)	—	—
欧元兑人民币年平均汇率	—	0.007** (2.195)	—	—
成员国农业就业人数	—	—	—	0.319 (0.151)
中国农产品进口税率	—	—	—	-1.396** (-2.240)
成员国商品出口依存度	—	—	—	13.750** (2.083)
常数项	19.503*** (199.754)	13.912*** (5.632)	16.030*** (34.243)	27.681 (1.283)
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
F 值	410.614	413.891	105.545	94.553
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000
观测值	217	217	189	189
R^2	0.963	0.963	0.813	0.823

注:*、**、*** 分别表示在 $p < 0.10$、$p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 时有统计学意义;括号中为 *t* 值。下同。

模型 1 与模型 3 为仅加入双重差分项的回归模型,模型 2 和模型 4 为加入双重差分项和控制变量的回归模型。参数估计结果显示,模型 1 与模型 2 双重差分项的回归系数为正值,且在 5% 的置信水平上显著,这表明中欧地理标志协定显著促进中国对欧盟出口纳入协定的地理标志相关农产品;模型 3 与模型 4 双重差分项的回归系数为正值,且在 5% 的置信水平上显著,这表明中欧地理标志协定显著促进中国从欧盟进口纳入协定的地理标志相关农产品。中欧地理标志协定有效提升了中欧地理标志相关农产品在对方市场的知名度和美誉度,从而产生显著的贸易促进效应,双边合

作是推动地理标志国际化的有效途径。

（三）平行趋势检验及动态效应分析

双重差分模型仅揭示中欧地理标志协定对地理标志相关农产品进出口的平均效应，无法呈现协定实施效果在样本时间窗口内的年度变化趋势；样本数据是否满足平行趋势假设还需要科学的统计方法检验，采用连续型双重差分法评价中欧地理标志协定的合理性。事件研究法能同时进行平行趋势检验和动态效应分析，选择该方法展开进一步检验。

表 4　平行趋势检验及动态效应分析结果

变量	中国对欧盟出口	中国从欧盟进口
$Number \times Year_{2018}$	0.005 (0.168)	0.033 (0.798)
$Number \times Year_{2019}$	0.026 (0.918)	−0.019 (−0.478)
$Number \times Year_{2020}$	0.025 (0.991)	0.030 (0.769)
$Number \times Year_{2021}$	0.038 (1.295)	0.019 (0.548)
$Number \times Year_{2022}$	0.058 * (1.959)	0.098 ** (2.128)
$Number \times Year_{2023}$	0.052 * (1.845)	0.100 ** (2.050)
欧盟 GDP 增长率	0.158 ** (2.167)	—
自由贸易试验区	0.028 (0.619)	—
欧元兑人民币年平均汇率	0.008 ** (2.231)	—
成员国农业就业人数	—	0.304 (0.144)
中国农产品进口税率	—	−1.508 ** (−2.144)
成员国商品出口依存度	—	13.832 ** (2.078)
常数项	12.619 *** (4.212)	29.149 (1.336)
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
F 值	406.416	126.756
p 值	0.000	0.000
观测值	217	189
R^2	0.963	0.825

以 2017 年作为基准年，对比各省份在中欧地理标志协定实施之前，对欧盟出口额的变动趋势是否存在显著差异。参数估计结果显示，中欧地理标志协定实施前，交互项的回归系数不显著，说明不同份区对欧盟出口额的变动趋势不存在显著差异，样本数据通过平行趋势检验，可以运用连续型双重差分法评价中欧地理标志协定实施效果。动态效应检验结果显示，2022 年和 2023 年双重差分交互项的回归系数为正值，且具有统计显著性，说明中欧地理标志协定的出口促进作用从 2022 年开始显现。中国从欧盟进口的平行趋势检验和动态效应分析结果也表明，样本数据通过平行趋势检验，且中欧地理标志协定的进口促进作用也是从 2022 年开始显现。

（四）安慰剂检验

安慰剂检验的核心思想是通过调整双重差分模型设定条件，观察双重差分项的回归系数和显著性是否发生改变，检验政策效应是否真实存在。如果在不同设定条件下双重差分项的回归系数显著，说明上述参数估计结果可能出现偏差，中国对欧盟相关农产品出口额的变化和中国从欧盟相关农产品进口额的变化由不可观测的随机因素导致；如果双重差分项的回归系数不显著，说明变化确实是由中欧地理标志协定导致的。

表 5　安慰剂检验结果

变量	中国对欧盟出口	中国从欧盟进口
$Number \times After$	0.034 (1.441)	0.043 (1.358)
欧盟 GDP 增长率	0.133 ** (2.057)	—
自由贸易试验区	0.028 (0.619)	—
欧元兑人民币年平均汇率	0.007 * (1.955)	—
成员国农业就业人数	—	0.338 (0.159)
中国农产品进口税率	—	−1.343 ** (−2.141)
成员国商品出口依存度	—	13.393 ** (2.038)
常数项	14.001 *** (5.130)	26.936 (1.251)
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
F 值	390.230	71.702
p 值	0.000	0.000
观测值	217	189
R^2	0.963	0.821

采用政策发生时间前置的方式进行安慰剂检验，将中欧地理标志协定实施时间提前至 2018 年，重新进行参数估计。中国对欧盟出口和从欧盟进口的参数估计结果均显示，双重差分项的回归系数为正值，但不具有统计显著性。这表明，中国对欧盟相关农产品出口额和中国从欧盟相关农产品

进口额变化是由中欧地理标志协定导致的,而非其他随机因素所导致。

(五)稳健性检验

为避免特殊样本导致参数估计结果出现偏误,采用剔除特殊样本的方式进行稳健性检验;如果剔除之后双重差分项的回归系数仍然显著为正,说明参数估计结果具有稳健性。直辖市具有特殊的经济地位和政治地位,可能对研究结果产生影响,因此剔除北京、天津、上海、重庆 4 个直辖市重新进行参数估计。法国、西班牙、荷兰是 2021 年中国从欧盟进口农产品的前 3 大来源国,可能对研究结果产生影响,因此剔除前 3 大来源国重新进行参数估计。

表 6　剔除特殊样本

变量	中国对欧盟出口	中国从欧盟进口
Number × *After*	0.040 ** (2.264)	0.064 ** (2.009)
欧盟 GDP 增长率	0.143 ** (2.011)	—
自由贸易试验区	0.035 (0.693)	—
欧元兑人民币年平均汇率	0.007 * (1.964)	—
成员国农业就业人数	—	0.342 (0.160)
中国农产品进口税率	—	-1.490 ** (-2.223)
成员国商品出口依存度	—	13.845 ** (2.044)
常数项	13.473 *** (4.528)	28.574 (1.305)
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
F 值	414.839	47.455
p 值	0.000	0.000
观测值	189	168
R^2	0.964	0.793

中国对欧盟出口的参数估计结果显示,双重差分项的回归系数为正值,且在 5% 的置信水平上显著。这表明,剔除直辖市之后,中欧地理标志协定对中国向欧盟出口仍然存在显著的促进作用。中国从欧盟进口的参数估计结果显示,双重差分项的回归系数为正值,且在 5% 的置信水平上显著;这表明剔除前 3 大来源国后,中欧地理标志协定对中国从欧盟进口仍然存在显著的促进作用。因此,参数估计和研究结论具有稳健性。

四、机制分析

中欧地理标志协定推动双方的地理标志产品获得对方市场认可,可能通过增加地理标志相关农产品进入对方市场的数量来促进中国与欧盟之间地理标志相关农产品的进出口贸易。当消费者无法完全掌握产品的质量信息时,地区声誉对于出口商的市场竞争力至关重要[21];地理标志通过向消费者传达产品质量信息,有助于提高产品进入新市场的可能性[22]。Pezoldt 等[23]研究发现,出口国地理标志数量越多,地理标志产品的出口量越大;出口数量增加通常可以有效促进出口额提升,中国—东盟自由贸易区建立以来,中国对东盟国家农产品出口额的增加主要来自出口数量的增加[24]。

为检验协定是否通过增加地理标志相关农产品的进出口数量提升进出口额,针对进出口数量进行中介效应分析。中介效应检验的关键在于提出能够反映自变量对因变量作用渠道的中介变量,中介变量对因变量的影响应该是直接且显然的,重点识别自变量与中介变量之间的因果关系[25];考虑到进出口数量直接影响进出口额,即中介变量对因变量的影响直观明晰,因此借鉴上述中介效应检验思路进行机制分析。由于纳入协定的地理标志相关农产品的出口数量和进口数量均为右偏分布,对其取自然对数作为被解释变量,纳入协定的地理标志数量和中欧地理标志协定虚拟变量交互项作为解释变量,检验进出口数量的中介效应是否存在。

表 7　基于出口数量和进口数量的机制分析

变量	出口数量	进口数量
Number × *After*	0.062 *** (3.441)	0.046 ** (2.293)
欧盟 GDP 增长率	0.228 *** (3.431)	—
自由贸易试验区	-0.016 (-0.289)	—
欧元兑人民币年平均汇率	0.014 *** (3.558)	—
成员国农业就业人数	—	0.400 (0.233)
中国农产品进口税率	—	-1.430 *** (-2.676)
成员国商品出口依存度	—	10.935 * (1.975)
常数项	4.630 (1.446)	25.269 (1.458)
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
F 值	608.070	187.447
p 值	0.000	0.000
观测值	217	189
R^2	0.960	0.857

以出口数量作为中介变量的估计结果显示，双重差分项的回归系数为正值，且在1%的置信水平上显著。这表明，中欧地理标志协定显著促进出口数量的增长，推动中国对欧盟出口地理标志相关的农产品。以进口数量作为中介变量的估计结果显示，双重差分项的回归系数为正值，且在5%的置信水平上显著。这表明，中欧地理标志协定显著促进进口数量的增长，推动中国从欧盟进口地理标志相关的农产品。地理标志涉及原产地的自然条件和人文因素，不同国家对地理标志的保护范围和认证过程存在差异，地理标志在其他国家获得保护的流程烦琐；通过甄选优质地理标志实现互认互保，中欧地理标志协定有助于简化双方的地理标志在对方市场获得保护的流程，提高地理标志的知名度和美誉度，提升双方市场消费者对相关农产品的认可度，推动相关农产品进出口数量增长。中欧地理标志协定显著促进中国与欧盟之间的地理标志相关农产品的进出口数量，从而提升相关农产品进出口额。

五、异质性分析

（一）中国对欧盟出口的异质性分析

中欧地理标志协定对中国不同区域和欧盟不同成员国的影响可能存在差异，因此，开展协定实施效果的异质性分析。考虑到中国沿海地区和内陆地区受协定的影响可能存在差异，因此针对省级行政区的地理区位开展异质性分析。首先，按照是否沿海将中国大陆31个省份划分为两组，沿海地区包括江苏、山东、广东等11个样本，内陆地区包括内蒙古、四川、甘肃等20个样本。然后，进行分组回归，通过对比双重差分项的回归系数及显著性，分析中欧地理标志协定对沿海地区和内陆地区的影响是否存在差异。

参数估计结果显示，在沿海地区分组中，双重差分项的回归系数为正值，但不具有统计显著性；在内陆地区分组中，双重差分项的回归系数为正值，且在5%的置信水平上显著，表明中欧地理标志协定对内陆地区的出口促进作用更显著。内陆地区在出口领域长期落后于沿海地区，中欧地理标志协定对提升地理标志相关农产品知名度和美誉度的边际效用更明显，对内陆地区相关农产品的出口促进作用更显著。

表8　基于地理区位的异质性分析

变量	沿海地区	内陆地区
Number × After	0.023 （1.183）	0.045 ** （2.013）
常数项	13.386 *** （4.057）	13.974 *** （4.095）
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
F 值	220.232	314.232
p 值	0.000	0.000
观测值	77	140
R^2	0.974	0.953

考虑到中国不同城镇化水平的地区受协定的影响可能存在差异，因此针对省级行政区的城镇化水平开展异质性分析。首先，利用国家统计局、地方统计局和经济社会发展统计公报，收集协定实施的2021年的相关人口数据，计算31个省份的城镇化率。根据中位数划分为两组：低城镇化地区包括云南、贵州、河南等15个样本；高城镇化地区包括江苏、浙江、广东等16个样本。然后，进行分组回归，通过对比双重差分项的回归系数及显著性，分析中欧地理标志协定对低城镇化地区和高城镇化地区的影响是否存在差异。

表9　基于城镇化水平的异质性分析

变量	低城镇化地区	高城镇化地区
Number × After	0.081 *** （2.746）	−0.005 （−0.375）
常数项	8.320 * （1.978）	18.372 *** （8.397）
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
F 值	240.258	304.598
p 值	0.000	0.000
观测值	105	112
R^2	0.954	0.975

参数估计结果显示，在低城镇化地区分组中，双重差分项的回归系数为正值，且在1%的置信水平上显著；在高城镇化地区分组中，双重差分项的回归系数为负值，且不具有统计显著性。这表明，中欧地理标志协定对低城镇化地区的出口促进作用更显著。低城镇化地区在出口领域长期落后于高城镇化地区，中欧地理标志协定对提升地理标志相关农产品知名度和美誉度的边际效用更明

显,对低城镇化地区相关农产品的出口促进作用更显著。

(二)中国从欧盟进口的异质性分析

共建“一带一路”对外贸格局正产生深远影响,部分欧盟国家参与共建“一带一路”,考虑到共建“一带一路”国家和非共建“一带一路”国家受协定的影响可能存在差异,针对是否为共建“一带一路”国家开展异质性分析。首先,依托中国一带一路网收集数据,根据是否与中国签署共建“一带一路”相关合作文件将欧盟 27 个成员国划分为两组,共建国家包括匈牙利、希腊、意大利①等 18 个样本,而非共建国家包括法国、西班牙、荷兰等9 个样本。然后,进行分组回归,通过对比双重差分项的回归系数及显著性,分析中欧地理标志协定对共建国家和非共建国家影响是否存在差异。

表 10　基于是否属于共建“一带一路”国家的异质性分析

变量	共建国家	非共建国家
Number × *After*	0.071 ** (2.070)	−0.007 (−1.309)
常数项	42.839 * (1.750)	27.468 *** (4.144)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
F 值	28.906	700.270
p 值	0.000	0.000
观测值	126	63
R^2	0.768	0.993

参数估计结果显示,在共建“一带一路”国家分组中,双重差分项的回归系数为正值,且在 5% 的置信水平上显著;在非共建“一带一路”国家分组中,双重差分项的回归系数为负值,且不具有统计显著性,这表明中欧地理标志协定对中国从共建“一带一路”国家进口的促进作用更显著。长期以来,中国进口欧盟农产品主要来自法国、荷兰、德国、西班牙等非“一带一路”国家,匈牙利、希腊、葡萄牙等“一带一路”国家农产品知名度低;协定对提升共建“一带一路”国家地理标志相关农产品的知名度和美誉度的边际效用更明显,如匈牙利是欧洲重要的葡萄酒产区,但产品在中国市场缺乏知名度,托卡伊葡萄酒纳入协定后,带动匈牙利葡萄酒在中国市场销售增长。

六、研究结论与政策启示

(一)研究结论

(1)中欧地理标志协定不仅促进对欧盟的出口,而且促进从欧盟的进口,产生显著的贸易促进效应,双边合作是推动地理标志国际化的有效途径。运用连续型双重差分模型分析中欧地理标志协定产生的进出口效果,参数估计结果显示,双重差分项的回归系数为正值,具有统计显著性,表明协定的实施显著促进中国对欧盟的出口和从欧盟的进口。作为近年来全球最重要的地理标志双边合作协定,中欧地理标志协定的实施成功促进双边农产品贸易,而促进农产品国际贸易正是地理标志国际化的主要目标。因此,以中欧地理标志协定为样本的研究表明,双边合作是推动地理标志国际化的有效途径。

(2)中欧地理标志协定在促进对欧盟出口方面存在异质性,对于内陆地区、低城镇化地区的出口促进作用更显著。为揭示中欧地理标志协定实施对不同省份出口的作用差异,从地理区位和城镇化两个维度,分析协定实施促进地理标志相关农产品出口的异质性。参数估计结果显示,协定实施对内陆地区相较沿海地区的出口促进作用更显著,对低城镇化地区相较高城镇化地区的出口促进作用更显著。长期以来,内陆地区和低城镇化地区在出口领域落后于沿海地区和高城镇化地区,协定实施促进对欧盟出口异质性的研究发现有政策内涵,为推动相关省市区的农产品出口提供新的政策思路。

(3)中欧地理标志协定在促进从欧盟进口方面存在异质性,对共建“一带一路”国家进口促进作用更显著。为研究揭示中欧地理标志协定实施对中国从欧盟不同国家进口的作用差异,从是否属于共建“一带一路”国家维度,分析政策实施对于促进农产品进口的异质性。参数估计结果显示,协定实施对匈牙利、希腊、葡萄牙等参与“一带一路”国家的促进作用更显著。目前,欧盟并未作

① 2019 年 3 月,中国和意大利签署政府间关于共同推进“一带一路”建设的谅解备忘录。2023 年 12 月,意大利宣布退出“一带一路”。由于研究数据截至 2023 年 12 月,因此在分析中将意大利列为共建“一带一路”国家。

为整体参与“一带一路”倡议,匈牙利、波兰、保加利亚等国以国家身份单独参与,中欧地理标志协定和共建“一带一路”正产生协同效应。随着未来更多欧盟国家参与“一带一路”,中欧地理标志协定促进中国从欧盟进口的作用将愈加显著。

(二)理论贡献

(1)从出口和进口两个维度分析中欧地理标志协定实施效果,研究揭示双边合作同时促进出口和进口,从而阐释双边合作推动地理标志国际化的有效性。促进农产品国际贸易是地理标志国际化的主要目标,但地理标志的全球多边合作协定受到美国等国阻挠,双边合作作为推动地理标志国际化的权宜之策受到重视,但其有效性目前仍存在争议,已有研究围绕对出口的影响展开,得出不尽相同的研究结论。本文不仅佐证了双边合作的促进出口作用,而且揭示了双边合作的促进进口作用。在当前美国奉行单边主义,挑起全球贸易战的背景下,地理标志全球多边合作协定的达成遥遥无期,双边合作有效性的研究结论为通过双边合作,推动地理标志国际化提供理论支持和决策依据。

(2)本文研究发现,双边合作在促进出口和进口方面存在区域异质性,具有明显的政策内涵,有助于针对不同省市区和国家研究制定更具针对性、可操作性的支持政策。通过将分析单元细化到省级行政区和欧盟成员国,研究发现中欧地理标志协定对内陆地区、低城镇化地区的出口促进作用更显著,对“一带一路”国家的进口促进作用更显著。长期以来,内陆地区、低城镇化地区在出口领域落后于沿海地区、高城镇化地区,中国进口欧盟农产品主要来自法国、荷兰、德国、西班牙等非“一带一路”国家。区域异质性的研究发现表明地理标志的双边合作有助于实现农产品进出口的多元化,为促进内陆地区、低城镇化地区的农产品出口和进口“一带一路”国家农产品提供新的政策思路。

(三)政策启示

(1)中欧地理标志协定的实践表明,地理标志的双边合作是有效的,建议深入推进中欧地理标志后续合作,积极推动与金砖国家、东盟国家等经济体的地理标志双边合作。国际化是地理标志发挥促进农产品贸易和农业发展作用的必由之路,在全球性的地理标志多边合作短期难以实现的背景下,双边合作是推动地理标志国际化的有效途径。尤其是当前美国奉行贸易保护主义,经济全球化面临前所未有冲击,持续扩大双边合作的深度和广度更具有紧迫的现实意义。因此,不仅有必要深入推进中欧地理标志合作,争取将更多地理标志纳入后续协定,而且要借鉴中欧双边合作经验,积极推动与金砖国家、东盟国家等经济体的地理标志双边合作,利用双方丰富多样的地理标志资源,发挥地理标志国际化促进农产品贸易和农业发展的作用,以对冲新一轮贸易保护主义的负面影响。

(2)中欧地理标志协定不仅促进地理标志相关农产品的出口,而且对内陆地区、低城镇化地区的促进作用更显著,有必要充分利用双边合作的质量倒逼机制和贸易促进效应,高标准、规模化发展地理标志相关产业,从而推动生成农业新质生产力。地理标志标识高品质产品的产地来源,能提高产品的附加值和竞争力;双边合作甄选优质地理标志实现跨国互认互保,在促进农产品国际贸易的同时也提出严格的质量要求,进一步倒逼经营者提升生产的组织化、标准化程度,完善生产流程和质量控制,为新技术应用提供丰富场景,推动农业标准化管理、精细化生产和品牌化运营。欧盟具有地理标志保护严格、质量标准高、农业产业链长的特点,利用中欧地理标志协定的质量倒逼机制和贸易促进效应,高标准、规模化发展地理标志产业,依托地理标志产业推动生成农业新质生产力,从而提升中国农业的国际竞争力。

参考文献:

[1] CRESCENZI R, DE FILIPPIS F, GIUA M, et al. Geographical indications and local development: the strength of territorial embeddedness[J]. Regional studies, 2022, 56(3): 381-393.

[2] ZHANG S, SUN Y, WANG Y, et al. Geographical indication, agricultural development and the alleviation of rural relative poverty[J]. Sustainable development, 2024, 32(5):

5764-5780.
[3]张米尔,包丽春,任腾飞. 地理标志对特色农产品出口的作用研究:基于出口市场的国别面板数据[J]. 中国软科学,2022(2): 56-64.
[4] ZHANG S, SUN Y, YU X, et al. Geographical indication, agricultural products export and urban-rural income gap[J]. Agriculture, 2023, 13(2): 378.
[5]XU Z, FENG Y, WEI H. Does geographical indication certification increase the technical complexity of export agricultural products? [J]. Frontiers in environmental science, 2022, 10: 892632.
[6]RAIMONDI V, FALCO C, CURZI D, et al. Trade effects of geographical indication policy: the EU case[J]. Journal of agricultural economics, 2020, 71(2): 330-356.
[7]ZINSLI M J. Authorizing the 'taste of place' for Galápagos Islands coffee: scientific knowledge, development politics, and power in geographical indication implementation[J]. Agriculture and human values, 2023, 40(2): 581-597.
[8]FENG S. Geographical indications: can China reconcile the irreconcilable intellectual property issue between EU and US? [J]. World trade review, 2020, 19(3): 424-445.
[9]KIREEVA I, O'CONNOR B. Geographical indications and the TRIPS Agreement: what protection is provided to geographical indications in WTO members? [J]. The journal of world intellectual property, 2010, 13(2): 275-303.
[10]SUKSOMBOON P. Harmonization of geographical indication (GI) registration: a case study of Doi Tung coffee[J]. ABAC journal, 2023, 43(4): 398-409.
[11] VIJU C, YEUNG M T, KERR W A. Geographical indications, conflicted preferential agreements, and market access[J]. Journal of international economic law, 2013, 16(2): 409-437.
[12] PEUKERT A. Intellectual property and development-narratives and their empirical validity [J]. The journal of world intellectual property, 2017, 20(1): 2-23.
[13]MARIE-VIVIEN D, BIÉNABE E. The multifaceted role of the state in the protection of geographical indications: a worldwide review[J]. World development, 2017, 98: 1-11.
[14]O'CONNOR B, DE BOSIO G. The global struggle between Europe and United States over geographical indications in South Korea and in the TPP economies[M]//VAN CAENEGEM W, CLEARY J. The importance of place: geographical indications as a tool for local and regional development. Cham: Springer International Publishing, 2017: 47-79.
[15]张浩然. 国际规则博弈下中国地理标志制度的自主建构[J]. 知识产权,2024(4):14-37.
[16] KNELLER E. EU-Australia FTA: challenges and potential points of convergence for negotiations in geographical indications[J]. The journal of world intellectual property, 2020, 23(3): 546-578.
[17]CURZI D, HUYSMANS M. The impact of protecting EU geographical indications in trade agreements[J]. American journal of agricultural economics, 2022, 104(1): 364-384.
[18]钱薇雯,董银果. 中欧地理标志互认促进中国农产品出口:基于"双循环"视角的机制研究[J]. 国际贸易问题, 2023(6): 121-138.
[19]PARK S H. Taking cultural goods seriously: geographical indications and the renegotiation strategies for the Korea - EU FTA[J]. Global policy, 2020, 11(S2): 23-30.
[20]BLASETTI R C. The protection of geographical indications through FTAs and the collision with prior user rights[M]// THOUVENIN F, PEUKERT A, JAEGER T, et al. Kreation innovation märkte-creation innovation markets: festschrift Reto M. Hilty. Berlin: Springer Verlag, 2024: 971-980.
[21] CAGÉ J, ROUZET D. Improving "national brands": reputation for quality and export promotion strategies[J]. Journal of international economics, 2015, 95(2): 274-290.
[22] AGOSTINO M, TRIVIERI F. Geographical indication and wine exports. an empirical investigation considering the major European producers[J]. Food policy, 2014, 46: 22-36.
[23]PEZOLDT K, MIKHEEVA E A, KOVAL A G, et al. Protection of geographical indications in international trade: prospects for Russia[J]. Economy of regions, 2022, 18(3): 882-894.
[24]SUN Z, LI X. The trade margins of Chinese agricultural exports to ASEAN and their determinants[J]. Journal of integrative agriculture, 2018, 17(10): 2356-2367.
[25]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.