

doi: 10.14089/j.cnki.cn11-3664/f.2020.06.010

引用格式:史沛然.中国绿色产品出口潜力分析[J].中国流通经济,2020(6):105-116.

中国绿色产品出口潜力分析

——基于拓展引力模型的研究

史沛然

(中国社会科学院拉丁美洲研究所,北京市 100007)

摘要:扩大绿色产品出口对改善我国出口贸易结构、提高我国出口贸易质量、提升我国在全球价值链上的地位具有积极意义。为更好地认识绿色产品在中国货物贸易中的潜力和全球绿色产品贸易中的地位,整合现有研究涉及的114种绿色产品的中国对全球货物贸易出口数据,使用2002—2018年195个国家或地区的面板数据,采用多重高维固定效应泊松伪极大似然估计法对拓展引力模型进行估算,分析进口国科技水平与科技开放程度、关税、油气自给自足程度等因素对中国绿色产品出口的影响。结果发现,中国已成为全球最大的绿色产品出口国和第二大绿色产品进口国,且是当今世界为数不多的有能力大规模出口绿色产品的发展中经济体,发达经济体是中国绿色产品的传统贸易伙伴,但新兴国家的重要性正在不断提升。进口国科技水平与科技开放程度及油气自给自足程度均对中国绿色产品出口具有显著正向影响,但是否经济合作与发展组织成员、是否签署蒙特利尔破坏臭氧层物质管制议定书对中国绿色产品出口并无显著正向影响,中国绿色产品出口受双边自贸协定和关税的影响也比较小。鉴于此,为进一步扩大我国绿色产品出口,应在给予相应税收减免与政策鼓励的同时,推动技术创新、降低成本、开发新绿色产品、加强全球合作,提高中国企业在绿色产品生产与技术研发方面的优势,扩大中国绿色产品国际影响力。此外,还要重视对发展中经济体的绿色产品贸易,响应“一带一路”倡议,加大对发展中经济体市场的开拓,通过绿色贸易与绿色合作,共同实现绿色与可持续发展。

关键词:绿色产品;出口潜力;拓展引力模型;国际贸易;多重高维固定效应泊松伪极大似然估计法

中图分类号:F752.62

文献标识码:A

文章编号:1007-8266(2020)06-0105-12

绿色产品,也称清洁科技产品、环境友好型产品、可再生能源产品等,主要指一系列有助于减少环境污染、延缓全球气候变暖的对环境有益的产品。根据联合国亚洲及太平洋经济社会委员会的定义,更清洁或更节省资源的技术、产品以及环境监测、分析与评估设备,均可视为绿色产品^[1]。随着气候变化议题在全球生产和生活中受到更广泛关注,绿色产品也得到了更多政策支持,迎来了更多学术研究和商业机遇。随着绿色发展、可持续发展等概念逐步深入人心,由区域议题转为全球

发展共识,绿色产品的范围及其在全球经济活动中受关注的程度不断更新和拓展。中国作为世界第二大经济体和最大的发展中经济体,已将绿色发展作为事关中国发展全局的一个重要理念。“十三五”规划提出,不仅要全面推进创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、共享发展,确保全面建成小康社会^[2],更要促进制造业朝高端、智能、绿色、服务方向发展,培育制造业竞争新优势,包括发展新能源汽车、绿色低碳产品和产业,推广节能环保产品,支持相关技术装备与服务模式创新等。

收稿日期:2020-04-25

基金项目:中国社会科学院青年项目“‘一带一路’框架下中拉绿色金融与科技合作”(2020YQNQD00131)

作者简介:史沛然(1985—),女,江苏省句容市人,中国社会科学院拉丁美洲研究所助理研究员,博士,主要研究方向为实证计量经济学、国际经济。

在现有贸易产品分类下,绿色产品技术含量普遍较高,发掘绿色科技产品贸易潜力,有利于优化我国贸易结构,提高出口产品科技含量和附加值,推动出口多元化,巩固我国全球第一货物贸易大国的地位。目前,中国是全球最大的绿色产品出口国和第二大绿色产品进口国,贸易总额已经超过2 000亿美元,但绿色产品占中国货物贸易总出口的比重始终没有超过5%,且出口对象主要集中在以经济合作与发展组织成员为代表的发达经济体和工业化国家,亚洲之外的新兴经济体市场依然主要由欧洲产品占据。

为进一步探讨绿色产品在中国货物贸易中的潜力和在全球绿色产品贸易中的地位,本研究使用2002—2018年中国绿色产品出口数据,梳理21世纪以来中国绿色产品发展趋势与主要特点,使用拓展引力模型,采用目前学术界最新的估计方法即多重高维固定效应泊松伪极大似然估计法(PPMLHDFE),重点分析影响中国绿色产品出口的因素,核算中国对195个国家或地区的出口潜力。本研究在以下方面对绿色产品贸易研究具有积极贡献:一是整合现有研究涉及的绿色产品清单,按照2002年版海关商品编码(HS 2002)的六分位编码统一贸易编码,整理出较为全面的满足绿色产品标准的产品,共计114种;二是使用最新、最全面的全球商品贸易数据,对中国绿色产品现状与发展趋势进行梳理和总结;三是使用最新的估计方法进行引力模型的回归,较好地解决了贸易数据中存在的零贸易额和大量小国家可能导致的估算偏差问题,提供了无偏、稳健的估计结果,发现是否为经济合作与发展组织(OECD)成员对中国绿色科技产品出口没有显著正向促进作用,而对广大新兴市场经济体和发展中经济体仍然具有巨大的出口潜力。

一、文献回顾

根据塞奎拉(Sequeira T N)等^[3]对1998年以来可再生能源及其政策与政治关系相关研究的总结,进入21世纪以来,绿色科技、绿色市场、可再生能源等相关领域的研究稳定增长。他们通过对853篇相关文献进行归纳分类发现,有近半数文献与经济相关。在国际贸易领域,以国际组织为代

表的非政府组织对不同区域、不同类别的绿色贸易展开了质性与量化研究。世界银行系统研究了国际贸易与全球气候变化的关系,并对清洁能源科技产品进行分类,认为加大此类产品的贸易自由化程度有助于发展中经济体可持续发展^[4]。联合国亚洲及太平洋经济社会委员会分析了亚太地区环境友好型产品与科技贸易的趋势和机遇,在确定环境友好型产品范围后,基于产品竞争力、相对比较优势、地区定位等经济和贸易指标,重点关注了太阳能光伏供电系统、风力发电、清洁煤及节能照明产品的贸易潜力,并使用引力模型核算了2008年亚太地区环境友好型产品出口的缺口(300亿~350亿美元)。

由于产品范围明确且适用范围广,关于太阳能和风能产品的实证研究较为常见。阿尔吉利(Algieri B)等^[5]分析了全球太阳能光伏产业的贸易情况,认为中国是该类产品最大的生产商,不仅贸易总额持续增长,而且在国际市场上的竞争力不断提高。莱玛(Lema R)等^[6]从技术转移角度研究中国和印度绿色科技行业的迅速发展,通过分析风能、太阳能、电动与混合动力汽车三个部门的数据发现,常规技术转让机制(如外国直接投资和许可)在行业初级阶段至关重要,但随着这些行业的发展,新的非常规技术转移机制(如研发合作伙伴关系和收购外国公司)变得越来越重要,对中国和印度而言,国际合作与本地创新将是绿色科技行业未来发展的重点。傅京燕等^[7]以中国的太阳能和风能行业为研究对象,讨论制度和环境政策对出口广度和深度的影响。他们将48个样本国家分为经济合作与发展组织成员和非经济合作与发展组织成员,发现进口国环境相关规定对上述产品的出口均有影响,但出口国规制的影响更大,且对经济合作与发展组织成员和非经济合作与发展组织成员而言,进出口国环境规制的效果不同,因此制定弹性的环境政策极有必要。克罗巴(Groba F)等^[8]对中国太阳能光伏和风力发电产品的出口进行了讨论。他们使用不同估计方法的引力模型,对1996—2008年中国对43个国家的出口数据和双边科技与创新数据进行了实证分析。其回归结果发现,在传统引力模型变量之外,进口国可再生能源支持政策、关税激励、市场规模对中国相关产品出口具有促进作用,而对中国而言,省级科研

发展水平也可显著促进可再生能源出口,但双边知识转移和本土创新对出口的影响微乎其微。此外,他们还发现,样本时期内,中国太阳能光伏和风力发电产品的出口目的地主要是发达经济体,发展中经济体的进口极其有限。帅竞等^[9]使用恒定市场份额模型和显性比较优势指数分析“一带一路”倡议下中国81种可再生能源产品国际竞争力的长期变化趋势,发现太阳能产品、水利能、地热能比较优势突出,东盟和南亚市场的市场份额增长较快。冷(Leng Z)等^[10]对中国与“一带一路”国家或地区风能产品的贸易状况进行了分析,他们的研究发现,进口国国内生产总值和总能耗以及中国风力发电能力对中国风能产品出口产生了积极影响,且中国风能产品出口的传统市场日益饱和,具备开发潜力的市场主要集中在发展中经济体。

此外,也有大量基于世界其他地区特别是欧洲国家数据的研究。鲁迪克(Rudyk I)等^[11]使用欧盟国家专利和经济数据分析了欧盟降低气候变化影响相关科技的发展水平以及应对气候变化政策对全球科技创新的重要程度。其研究发现,作为全球可再生能源重要的生产者和购买者,欧盟为应对全球气候变化的负面影响做出了引领性贡献,其中欧盟的可再生能源科技专利发挥了重要作用。此外,外国直接投资、贸易流量与专利总数存在显著正相关性,说明专利技术对可再生科技领域的贸易进口与投资流入具有促进作用,可促进相关技术的国际转移。杰布利(Jebli M B)等^[12]基于1980—2010年25个经济合作与发展组织成员的数据,研究人均二氧化碳排放量、国内生产总值、可再生和不可再生能源消耗以及国际贸易之间的因果关系,发现通过扩大贸易和可再生能源进口,可有效减少二氧化碳排放,因此这些国家扩大相关产品国际贸易的动机更强。帕西莫尼(Pasimeni F)^[13]对2000—2015年欧盟的低碳能源技术贸易进行了研究,在这一特定产品部门,欧盟成员国间的贸易额高于欧盟与世界其他地区的贸易额,来自欧盟10个国家的进口额占其全球总进口的80%,且欧盟各成员国之间贸易余额差异极大,甚至出现了截然相反的情况,而自中国进口的低碳能源技术产

品占欧盟总进口的比重从2000年的3%增长到2015年的29%。

综上所述,现有的绿色产品贸易研究依然主要关注绿色科技产品的传统市场(以发达经济体及经济合作与发展组织成员为代表),并主要基于风能和太阳能产品的贸易数据,涉及其他绿色产品和新兴市场国家的研究较少。因此,整理和建立更为全面系统的绿色产品清单,有助于系统了解中国绿色产品贸易最新情况与相关潜力,进而填补研究空白。

二、绿色产品清单及中国绿色产品贸易特点

(一)绿色产品清单

本研究讨论的绿色产品范围,整合了世界银行(The World Bank)^[4]、联合国亚洲及太平洋经济社会委员会(UNESCAP)^[11]、亚洲太平洋经济合作组织(APEC)^[14]、国际贸易和可持续发展中心(ICTSD)^[15]等国际机构及个人^[13,16]相关研究所涉及的绿色产品(或清洁能源产品、环境友好型产品、可再生能源产品等),最终整理出114种产品(按HS 2002六分位编码计)^①。由于不同研究所涉及的HS编码版本存在差异,我们把所有产品统一转换为HS 2002版本。本研究实证部分涉及的绿色产品编码来源与原始HS编码版本参见表1。

(二)中国绿色产品贸易的趋势和特点

中国加入世界贸易组织后,全球化参与程度不断提高,对外贸易水平与规模出现飞跃式发展。21世纪中国绿色产品贸易特点如下:

表1 绿色产品编码来源与编码版本

编码来源	种类	HS 编码版本
亚洲太平洋经济合作组织(APEC) ^[14]	47	HS 2002
国际贸易和可持续发展中心(ICTSD) ^[15]	11	HS 2012
帕西莫尼 ^[13]	27	HS 2002
联合国亚洲及太平洋经济社会委员会(UNESCAP) ^[11]	64	HS 2002
维德(Wind I) ^[16]	85	HS 2007
世界银行(The World Bank) ^[4]	43	HS 2002
本研究	114	HS 2002

数据来源:作者整理而得。

第一,贸易金额大幅度增长,并逐步成为绿色产品出口国。表2是2002—2018年中国绿色产品贸易概况。2002年,中国绿色产品出口额为92.04亿美元,占当年出口总额的2.83%,进口额为162.77亿美元,占当年进口总额的5.81%,贸易逆差额为70.73亿美元。随着绿色产品出口额特别是高技术绿色产品出口额的不断增加,中国变成绿色产品顺差国,且顺差额稳步提升。2018年,中国绿色产品出口额、进口额分别为1307.13亿美元、1046.21亿美元,占当年中国出口总额、进口总额的比重分别达到5.24%和4.90%,顺差额为260.92亿美元。而且,中国进出口的绿色产品均以中高技术产品为主,资源型产品与低技术产品占比长期低于30%。

第二,中国已成为全球最大的绿色产品出口方,规模超越传统工业化国家。2002—2018年,在全球绿色产品出口额排名前十的国家中,中国是仅有的两个发展中经济体之一,另一个是墨西哥,但中国出口的绿色产品规模远高于墨西哥甚至部分传统工业化国家。2002年,中国是全球第八大绿色产品出口国,出口额占全球绿色产品出口总

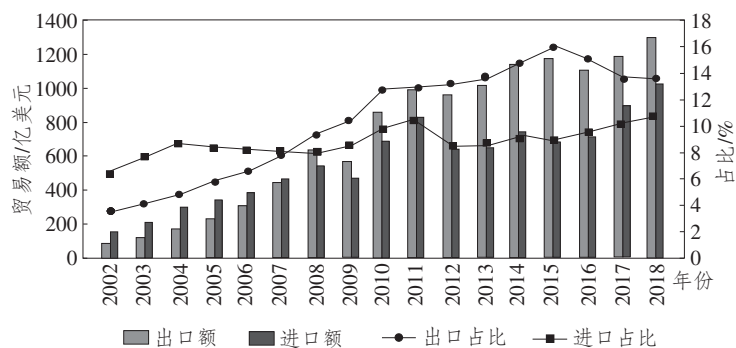
额的3.68%。2008年美国次贷危机爆发后,中国作为后危机时代高速发展的新兴经济体的代表,绿色产品出口规模不断扩大,2010年超越德国,成为全球最大的绿色产品出口国,之后中国绿色产品出口占全球绿色产品出口的比重常年维持在12%以上,2015年所占比重更是高达15.99%。此外,中国也积极进口绿色产品,自2004年起中国就仅次于美国成为全球第二大绿色产品进口国,进口比重从2002年的占全球6.52%增长到2018年的10.77%,进口额增长了近四倍。具体参见图1。

第三,中国主要与亚洲邻国及欧美等发达经济体开展绿色产品贸易,亚洲是中国绿色产品最主要的出口目的地和进口来源国,但与其他发展中经济体双边贸易的增长幅度更为突出。表3展示了中国与全球主要区域绿色产品贸易的概况。其中,亚洲^②是中国最重要的贸易对象,中国对亚洲出口和自亚洲进口的绿色产品占中国总出口和总进口的比重平均分别为43.99%和51.23%,超过对美国^③和欧盟^④出口与进口比重之和(出口37.71%,进口43.56%)。这一方面说明了亚洲市场对绿色产品的高需求,另一方面说明了全球价值

表2 2002—2018年中国绿色产品贸易概况

年份	出口						进口					
	各类绿色产品出口额				绿色产品整体出口额及其占比		各类绿色产品进口额				绿色产品整体进口额及其占比	
	资源型/ 亿美元	低技术/ 亿美元	中技术/ 亿美元	高技术/ 亿美元	出口额/ 亿美元	占比/%	资源型/ 亿美元	低技术/ 亿美元	中技术/ 亿美元	高技术/ 亿美元	进口额/ 亿美元	占比/%
2002	0.76	21.73	23.51	46.04	92.04	2.83	0.51	8.22	91.63	62.41	162.77	5.81
2003	1.21	25.04	33.72	62.46	122.42	2.79	0.50	10.60	123.14	88.37	222.61	5.74
2004	1.73	32.36	48.73	91.43	174.24	2.94	0.52	13.94	185.12	119.69	319.28	6.11
2005	2.35	41.65	63.37	120.63	227.99	2.99	0.46	15.95	191.66	137.27	345.34	5.71
2006	3.57	50.43	91.96	168.63	314.59	3.25	0.54	16.87	217.84	157.13	392.39	5.46
2007	5.28	58.45	134.80	251.40	449.94	3.69	0.67	18.48	270.48	184.21	473.83	5.44
2008	6.67	62.96	197.10	370.35	637.07	4.45	0.82	19.67	315.50	212.81	548.80	5.28
2009	4.92	56.76	175.86	335.37	572.92	4.77	0.91	18.37	262.47	205.93	487.69	5.31
2010	5.92	76.19	227.55	554.28	863.94	5.48	1.26	24.14	386.87	284.78	697.05	5.41
2011	7.50	95.27	281.24	631.52	1015.53	5.35	1.73	26.96	476.36	336.59	841.64	5.19
2012	8.75	114.92	294.24	547.48	965.39	4.71	1.73	27.60	301.25	321.61	652.20	3.89
2013	9.88	136.65	316.22	563.95	1026.71	4.65	2.02	29.09	300.87	339.21	671.19	3.74
2014	10.48	154.35	359.10	631.26	1155.19	4.93	2.19	30.84	327.20	384.36	744.59	4.10
2015	10.34	155.06	379.94	632.29	1177.62	5.18	2.06	29.35	292.32	366.32	690.04	4.49
2016	10.07	147.92	388.70	571.05	1117.75	5.33	2.62	34.41	312.47	413.33	762.83	4.80
2017	10.21	159.05	427.99	593.28	1190.53	5.26	2.79	35.24	476.35	386.31	900.69	5.26
2018	11.57	173.65	481.89	640.02	1307.13	5.24	2.51	39.25	575.14	429.32	1046.21	4.90

注:数据来自世界银行WITS数据库,根据劳尔(Lall,2000)^[17]产品技术含量分类法自行计算整理而得,报告方为中国。



数据来源:世界银行WITS数据库。

图1 中国绿色产品进出口额及全球占比

链上亚洲各国联系的紧密程度。此外,尽管拉美^④及世界其他^⑤地区与中国的绿色产品贸易额较小,但其增长幅度特别突出。中国对拉美和世界其他地区的年均出口增长率分别为29.02%和23.91%,年均进口增长率分别为16.31%和19.82%,高于对亚洲、欧盟和美国的进出口增长率。由此可见,随着全球经济的不断发展,广大发展中经济体对绿色产品的需求也在持续增加。

综上所述,在中国逐步成长为贸易大国和贸易强国的过程中,其绿色产品贸易规模和贸易水平也在不断提高。尽管绿色产品占中国进出口总额的比重较低,但中国已经成为全球最大的绿色产品出口国和第二大绿色产品进口国,而且是全球绿色产品主要出口方中为数不多的发展中经济体。在中国主要的贸易对象中,亚洲国家特别是以日韩为代表的亚洲发达经济体、欧盟和美国是中国绿色产品

主要的出口目的地和进口来源地。此外,中国对新兴市场国家出口的增长率惊人,超过对发达经济体出口的增长率,这意味着中国与广大发展中经济体在绿色产品领域的贸易潜力可能更大。

三、实证研究:基于拓展引力模型的贸易潜力分析

(一)模型设立和描述性统计

本研究将使用拓展引力模型(Augmented Gravity Model)对中国绿色产品出口潜力进行实证分析。在国际贸易领域,引力模型兼具实证稳定性和理论基础,在学术研究与政策制定方面均有广泛应用。丁伯根(Tinbergen J)^[18]奠定了引力模型的实证基础,即两国的贸易流量与经济规模成正比,与距离成反比。安德森(Anderson J E)^[19]奠定了引力模型的理论基础,贝里斯特兰德(Bergstrand J H)^[20-21]、德阿尔多夫

表3 2002—2018年中国与全球主要区域绿色产品贸易概况

年份	出口目的地					进口来源地				
	亚洲	欧盟	拉美	美国	世界其他	亚洲	欧盟	拉美	美国	世界其他
2002	45.21	14.61	2.53	21.00	8.68	83.58	42.99	1.02	27.23	7.94
2003	61.07	19.63	2.93	27.91	10.89	118.20	62.19	0.75	32.21	9.27
2004	85.15	29.26	4.61	39.09	16.14	170.76	90.68	1.05	44.57	12.21
2005	108.28	41.25	6.74	46.79	24.92	191.72	95.07	1.12	45.01	12.44
2006	140.98	59.98	15.35	60.15	38.13	216.98	105.31	1.87	54.19	14.05
2007	192.25	105.62	16.11	80.06	55.89	247.04	136.81	1.93	69.69	18.36
2008	251.82	181.64	24.45	93.51	85.63	268.52	176.71	2.12	77.95	23.49
2009	232.77	154.01	21.29	82.67	82.18	221.64	168.58	1.98	69.44	26.04
2010	304.82	295.72	32.49	115.91	115.00	360.24	205.78	3.01	96.72	31.30
2011	373.27	305.10	41.80	154.13	141.23	428.67	257.00	3.80	109.96	42.21
2012	389.30	214.22	53.54	157.43	150.90	324.95	202.25	4.32	93.81	26.87
2013	469.90	160.11	58.54	162.89	175.25	336.24	205.31	4.54	98.42	26.68
2014	526.45	172.16	67.55	185.02	204.01	360.44	235.01	4.92	115.38	28.83
2015	548.59	168.23	63.65	199.85	197.30	340.52	201.74	6.08	111.69	30.02
2016	510.86	160.43	59.18	191.19	196.08	337.08	201.78	7.10	118.43	98.44
2017	541.43	175.01	67.77	203.97	202.34	489.84	236.52	7.94	133.43	32.96
2018	566.09	209.50	93.32	227.17	211.05	594.42	269.23	8.66	143.34	30.55
均值	314.60	145.09	37.17	120.51	112.68	299.46	170.18	3.66	84.79	27.74
总值	5348.26	2466.49	631.87	2048.74	1915.63	5090.83	2892.99	62.21	1441.47	471.66

注:数据来自世界银行WITS数据库,报告方为中国。

(Deardorff A)^[22]、伊顿(Eaton J)等^[23]进一步完善了安德森模型的理论框架。根据安德森等^[24]的理论框架,设立如下引力模型:

$$\ln EX_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{i,t} + \beta_2 \ln Y_{j,t} + \beta_3 \ln D_{ij,t} + \beta_4 \ln Z_{ij,t} + \varepsilon_{ij,t} \quad (1)$$

其中, $EX_{ij,t}$ 是出口国 i 向进口国 j 的绿色产品出口额, $Y_{i,t}$ 和 $Y_{j,t}$ 分别为出口国和进口国的名义 GDP, $D_{ij,t}$ 是进出口国首都地理距离, $Z_{ij,t}$ 是一系列衡量贸易成本的附加变量, $\varepsilon_{ij,t}$ 是误差项。

在 $Z_{ij,t}$ 的选取上,除参考引力模型实证研究中常用的一系列贸易成本变量外,也参考了克罗巴等^[8]、傅京燕等^[7]、塞奎拉等^[3]、米亚莫托(Miyamoto M)等^[25]、冷等^[10]使用的与绿色产品贸易潜力相关的解释变量,并将之放入基准回归模型。

表4汇总了引力模型可能用到的变量、预期符号和数据来源。其中,与文献保持一致,对计量回归模型使用的所有数值变量均取自然对数,但为了尽可能保留零贸易额自身携带的信息,对零额双边贸易不做任何处理,仅处理零关税数据($\ln T_{ij,t} = \ln(T_{ij,t} + 1)$),相关哑变量取值为1或0,油气自给自足国家定义为油气净出口国。

由此,本研究最终的基准模型表示为:

$$\ln EX_{ij,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{i,t} + \beta_2 \ln Y_{j,t} + \beta_3 \ln D_{ij,t} + \beta_4 \ln Area_{j,t} + \beta_5 \ln T_{ij,t} + \beta_6 \ln PTPC_{j,t} + \beta_7 OECD_{j,t} + \beta_8 Montreal_{j,t} + \beta_9 FTA_{ij,t} + \beta_{10} Contig_{ij,t} + \beta_{11} Lang_{ij,t} + \beta_{12} Suff_{j,t} + \varepsilon_{ij,t} \quad (2)$$

表4 引力模型变量描述及数据来源

变量	定义	预期符号	数据来源	备注	
数值变量	$\ln EX_{ij,t}$	绿色产品出口额	/	世界银行 WITS 数据库	
	$\ln Y_{i,t}$	出口国名义 GDP	+	世界银行 WDI 数据库	
	$\ln Y_{j,t}$	进口国名义 GDP	+	世界银行 WDI 数据库	
	$\ln D_{ij,t}$	进出口国首都地理距离	-	法国 CEPII 数据库	
	$\ln Area_{j,t}$	进口国国土面积	+	世界银行 WDI 数据库	
	$\ln T_{ij,t}$	进口国加权最惠国关税	-	世界贸易组织 TRAINS 数据库	
	$\ln PTPC_{j,t}$	进口国人均申请专利数	+	世界银行 WDI 数据库	
哑变量	$OECD_{j,t}$	进口国是否经济合作与发展组织成员 ^⑥	+	经济合作与发展组织官网	“是”取值为1,“否”取值为0
	$Montreal_{j,t}$	进口国是否签署蒙特利尔破坏臭氧层物质管制议定书	+	联合国官网	
	$FTA_{ij,t}$	是否签署双边自贸协定	+	法国 CEPII 数据库	
	$Contig_{ij,t}$	是否国土接壤	+	法国 CEPII 数据库	
	$Lang_{ij,t}$	是否拥有共同官方语言	+/-	法国 CEPII 数据库	
	$Suff_{j,t}$	进口国是否油气自给自足国家	+/-	世界银行 WDI 数据库	

样本选取的时间段为2002—2018年,中国的贸易对象共有195个国家或地区,面板数据的样本总数为3315(17×195)。表5列示了所有变量的皮尔逊相关系数和描述性统计。相关系数结果与引力模型的实证结果保持一致,即中国对世界各国的绿色产品出口额与双边名义GDP成正比,与进出口国首都地理距离和进口国加权最惠国关税成反比。进口国人均申请专利数代表一国科技水平与科技开放程度,与该绿色产品进口额成正比。所有哑变量均与因变量成正比,且在5%的水平上显著,这也与相关研究及常识相符合。经济合作与发展组织成员及签署蒙特利尔破坏臭氧层物质管制议定书的国家发展水平普遍较高,对环境问题的关注度和认可度较高,也是绿色产品主要的生产者和消费者。国土接壤、拥有共同官方语言、签署双边自贸协定均有助于扩大双边贸易往来。此外, $\ln EX_{ij,t}$ 与 $Suff_{j,t}$ 的相关系数为正值,说明即便是实现了油气自给自足的国家,中国也可能存在向其扩大绿色产品出口的潜力。

同时,所有变量的方差膨胀系数(VIF)均小于5,结合相关系数,排除了多重共线的可能性。莱文—林—楚(Levin-Lin-Chu, LLC)检验系数表明,变量不存在面板数据单位根,数据是平稳的。

在进行引力模型估算时,一个常见的问题是贸易数据中经常出现零贸易额,取自然对数后,贸易数据会出现缺失进而导致估算结果产生偏差。对零贸易额的处理,学界提出了不同的方法,如剔除零值数据、将零值加1再取自然对数、采取不同的估算方法等。但是,韦斯特伦德(Westerlund J)等^[26]认为,上述方法各有利弊,且零贸易额并非随机分布,简单处理可能会导致选择偏差,进而扭曲基于最小二乘法(OLS)的回归结果。目前,泊松伪极大似然(Poisson

极大似然(Poisson

表5 相关系数及描述性统计

变量	$\ln EX_{ij,t}$	$\ln Y_{i,t}$	$\ln Y_{j,t}$	$\ln D_{ij,t}$	$\ln Area_{j,t}$	$\ln T_{ij,t}$	$\ln PTPC_{j,t}$	$OECD_{j,t}$	$Montreal_{j,t}$	$FTA_{ij,t}$	$Contig_{ij,t}$	$Lang_{ij,t}$	$Suff_{j,t}$
$\ln EX_{ij,t}$	1.000												
$\ln Y_{i,t}$	0.340***	1.000											
$\ln Y_{j,t}$	0.803***	0.142***	1.000										
$\ln D_{ij,t}$	-0.200***	0.000	-0.165***	1.000									
$\ln Area_{j,t}$	0.579***	0.000	0.611***	-0.008	1.000								
$\ln T_{ij,t}$	-0.057***	-0.069**	-0.255***	0.252***	0.112**	1.000							
$\ln PTPC_{j,t}$	0.503***	0.051**	0.653***	-0.202***	0.208***	-0.302***	1.000						
$OECD_{j,t}$	0.337***	0.024*	0.528***	-0.034*	0.178***	-0.414***	0.526***	1.000					
$Montreal_{j,t}$	0.354***	0.000	0.509***	0.035**	0.275***	-0.222***	0.439***	0.566***	1.000				
$FTA_{ij,t}$	0.236***	0.119***	0.167***	-0.365***	0.018*	-0.058**	0.181***	-0.049**	0.041**	1.000			
$Contig_{ij,t}$	0.149***	0.000	0.049**	-0.578***	0.121**	-0.046**	0.036**	-0.133**	-0.114***	0.281***	1.000		
$Lang_{ij,t}$	0.158***	0.000	0.105**	-0.306***	-0.180**	-0.174***	0.233***	-0.064**	-0.077**	0.451***	0.220***	1.000	
$Suff_{j,t}$	0.267***	-0.003	0.295***	-0.066**	0.371***	0.082**	0.074**	-0.083**	0.024	0.076**	0.085**	0.007	1.000
均值	16.17	29.24	23.82	9.01	10.98	1.67	2.19	0.16	0.22	0.07	0.08	0.02	0.23
中值	16.78	29.35	23.70	9.05	11.58	1.94	0.69	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
标准差	3.86	0.71	2.44	0.53	2.89	1.01	2.52	0.37	0.41	0.25	0.27	0.14	0.42
最小值	0.00	28.02	16.55	7.02	2.30	0.00	-3.79	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
最大值	23.74	30.12	30.60	9.86	16.61	6.04	9.52	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
VIF	—	1.09	4.11	1.75	2.35	1.44	2.20	2.21	1.69	1.45	1.58	1.56	1.26
LLC	-26.20*	-33.15*	-32.26*	—	—	-10.00*	—	—	—	—	—	—	—
样本数	3 315	3 315	3 315	3 315	3 315	3 315	3 315	3 315	3 315	3 315	3 315	3 315	3 315

注：*、**、***分别表示 p 检验在10%、5%、1%的水平上显著，VIF为方差膨胀系数，LLC为莱文—林—楚(Levin-Lin-Chu)检验系数。

Pseudo Maximum Likelihood, PPML)估计法被广泛地用于估算含有大量零值且存在异方差的贸易数据^[27],即使因变量不服从泊松分布,PPML回归也能得到一致无偏的估算结果。科雷亚(Correia S)等^[28]进一步修正PPML估计法,在存在多重高维固定效应(Multiple High-Dimensional Fixed Effects)的前提下进行PPML回归,称为多重高维固定效应泊松伪极大似然估计法(PPMLHDFE)。与PPML估计法相比,PPMLHDFE估计法可以更为稳健地检验伪极大似然估计。此外,负二项分布回归法(Negative Binominal Regression, NBREG)也被认为能够较好地解决存在零额贸易的情况,且能防止过度分散(Overdispersion)^[8],但对次数数据的意义更大。卡里姆(Kareem F O)等^[29]比较了存在大量零额贸易时不同估计方法的表现,认为基于PPML估计法的一系列估计方法表现得更胜一筹。

在本研究中,尽管中国绿色产品出口数据存在部分零贸易额,但占比较低,我们将使用PPMLHDFE估计法进行引力模型的回归,并采用OLS

法、NBREG法、PPML估计法同时进行估算,检验回归结果的稳健性。

(二)回归结果及稳健性检验

表6显示了基于OLS法、PPML估计法、NBREG法、PPMLHDFE估计法的引力模型回归结果。在基于OLS法的模型2、基于PPML估计法的模型1、基于PPMLHDFE估计法的模型3中,由于控制了时间和国家固定效应,非时变的变量如进出口国首都地理距离和进口国国土面积等变量在回归中被略去。使用不同估计方法得出的回归结果与现有研究中引力模型的结果大体一致,即绿色产品出口额与进出口国名义GDP和进口国国土面积成正比,与两国首都地理距离成反比。进口国人均申请专利数、国土接壤、拥有共同官方语言普遍有助于中国绿色产品的出口。进口国是经济合作与发展组织成员对中国绿色产品出口的正向促进作用不显著,进口国签署蒙特利尔破坏臭氧层物质管制议定书对绿色产品出口的负面效应不显著。控制国家固定效应后,变量进口国是否油

表6 引力模型回归结果(样本数=3 315)

变量	最小二乘法(OLS)		泊松伪极大似然估计法(PPML)	负二项分布回归法(NBREG)	多重高维固定效应泊松伪极大似然估计法(PPMLHDFE)		
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 1	模型 1	模型 2	模型 3
$\ln Y_{i,t}$	1.330*** (0.075)	1.447*** (0.130)	0.227 (0.336)	0.913*** (0.127)	0.833*** (0.038)		
$\ln Y_{j,t}$	1.015*** (0.093)	0.917*** (0.209)	0.456*** (0.158)	0.633*** (0.038)	0.640*** (0.022)	0.633*** (0.022)	0.432*** (0.086)
$\ln D_{ij,t}$	-0.409 (0.335)			-0.226** (0.112)	-0.220*** (0.059)	-0.226*** (0.059)	
$\ln Area_{j,t}$	0.206*** (0.079)			0.150*** (0.030)	0.147*** (0.021)	0.150*** (0.020)	
$\ln T_{ij,t}$	0.526** (0.226)	0.022 (0.093)	0.060 (0.073)	0.342*** (0.056)	0.342*** (0.047)	0.342*** (0.047)	0.056 (0.051)
$\ln PTPC_{j,t}$	0.041 (0.042)	0.038 (0.024)	0.030 (0.019)	0.022 (0.027)	0.021 (0.013)	0.020* (0.010)	0.022* (0.013)
$OECD_{j,t}$	0.114 (0.354)	0.249 (0.294)	0.041 (0.193)	0.034 (0.173)	0.024 (0.076)	0.031 (0.075)	0.001 (0.075)
$Montreal_{ij,t}$	0.054 (0.230)	-137.700 (85.950)	-2.650 (2.210)	-0.020 (0.135)	-0.022 (0.048)	-0.017 (0.047)	
$FTA_{ij,t}$	0.330 (0.247)	-0.596*** (0.163)	-0.054*** (0.115)	0.133 (0.200)	0.159*** (0.060)	0.130** (0.060)	-0.610*** (0.067)
$Contig_{ij,t}$	0.484 (0.532)	52.123 (32.836)	3.492 (2.257)	0.292 (0.199)	0.287*** (0.101)	0.287*** (0.101)	
$Lang_{ij,t}$	2.749*** (0.832)	-271.200 (173.600)	-18.350 (11.930)	1.710*** (0.360)	1.681*** (0.170)	0.171*** (0.170)	
$Suff_{i,t}$	-0.120 (0.167)	0.254 (0.245)	0.242 (0.158)	-0.102 (0.115)	-0.100** (0.040)	-0.100** (0.040)	0.233*** (0.071)
常数项	-46.490*** (4.153)	-49.620*** (5.886)	9.510 (10.510)	6.821*** (2.160)	-12.192*** (1.310)	12.380*** (0.868)	17.561*** (2.060)
时间固定效应	否	是	是	是	否	是	是
国家固定效应	否	是	是	否	否	否	是
拟合优度(R^2)	0.744	0.92	0.893				

注: *、**、***分别表示p检验在10%、5%、1%的水平上显著,括号内为异方差稳健标准差,时间和国家固定效应的回归系数略去。

气自给自足国家的系数为正,说明中国有潜力扩大对此类国家的出口,进口国加权最惠国关税与绿色产品出口的正相关性不再显著,同时签署双边自贸协定与绿色产品出口的正相关性转为负值,对此一个可能的解释是绿色产品出口占中国总出口的比重较低,少数公司和部分产品在国际市场上占主导地位,且这些产品更多出口到了尚未与中国签署自贸协定并实施更高关税的新兴市场国家,继而使得变量是否签署双边自贸协定的系数显著性下降。

接下来,我们以基于PPMLHDFE估计法的模型3的设置为基准,进一步进行稳健性检验。首先,以后次贷危机时期为子样本,并减少名义GDP

与出口额之间的内生性,以滞后一期的名义GDP(表7模型5)代替当期名义GDP(表7模型4)进行回归;其次,仅考虑经济合作与发展组织成员,分别使用全样本当期名义GDP(表7模型6)和滞后一期名义GDP(表7模型7)、后次贷危机时期当期名义GDP(表7模型8)和滞后一期名义GDP(表7模型9)进行回归。

表7汇总了稳健性检验的结果。使用不同时间段、不同样本国家的数据进行回归后,引力模型得到的系数普遍稳定,变化很小。而且,后次贷危机时期,中国绿色产品出口额与进口国加权最惠国关税成反比,并在1%的水平上显著,但对加权最惠国关税整体水平较低、市场自由化程度较高

表7 引力模型回归结果:稳健性检验

变量	多重高维固定效应泊松伪极大似然估计法(PPMLHDFE)					
	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
$\ln Y_{i,t}$						
$\ln Y_{j,t}$	0.724*** (0.127)		0.997*** (0.107)		0.641*** (0.116)	
$\ln Y_{i,t-1}$						
$\ln Y_{j,t-1}$		0.583*** (0.118)		1.080*** (0.122)		0.854*** (0.150)
$\ln D_{ij,t}$						
$\ln Area_{i,t}$						
$\ln T_{ij,t}$	-0.143*** (0.035)	-0.141*** (0.035)	-0.088 (0.174)	-0.130 (0.195)	0.010 (0.151)	0.003 (0.141)
$\ln PTPC_{j,t}$	0.008 (0.013)	0.013 (0.013)	0.034** (0.017)	0.046*** (0.017)	0.063*** (0.015)	0.054*** (0.013)
$OECD_{j,t}$	0.106 (0.097)	0.114 (0.095)				
$Montreal_{j,t}$						
$FTA_{ij,t}$	-0.035 (0.058)	-0.012 (0.062)	-0.090 (0.080)	-0.011 (0.089)	0.197 (0.129)	0.236 (0.148)
$Contig_{ij,t}$						
$Lang_{ij,t}$						
$Suff_{i,t}$	0.046 (0.078)	0.060 (0.079)	-0.039 (0.066)	-0.081 (0.066)	0.005 (0.058)	-0.017 (0.060)
常数项	11.160*** (0.308)	23.774*** (0.101)	2.691 (0.290)	18.493*** (0.124)	12.280*** (0.315)	20.738*** (0.157)
时间和国家固定效应	是	是	是	是	是	是
样本时期	2009—2018年	2009—2018年	2002—2018年	2002—2018年	2009—2018年	2009—2018年
样本范围	全样本(195国)	全样本(195国)	经济合作与发展组织	经济合作与发展组织	经济合作与发展组织	经济合作与发展组织
有效样本数	1 885	1 885	546	416	336	336

注:***、**、*分别表示p检验在5%、1%的水平上显著,括号内为异方差稳健标准差,时间和国家固定效应的回归系数略去。

的经济合作与发展组织成员而言,进口国加权最惠国关税对中国绿色产品出口的影响不再显著。不过,在经济合作与发展组织成员子样本回归结果中,尽管变量是否签署双边自贸协定的系数为正,但在统计学上也不显著。用以衡量进口国科技水平的变量进口国人均申请专利数在经济合作与发展组织成员子样本中均高度显著且系数为正,说明科技水平更高的国家对绿色产品的需求更多。

(三)中国绿色产品出口潜力系数

根据引力模型回归结果,我们将中国对经济合作与发展组织成员和主要地区出口绿色产品的潜力系数汇总至表8^⑦。对贸易潜力的估算是将两国双边实际出口额($EX_{ij,t}$)与由基于PPMLHDFE估

计法的模型3得出的模拟出口额($EX_{ij,t}^*$)进行比较,若 $EX_{ij,t}/EX_{ij,t}^* < 1$,则贸易不足,代表中国具备扩大出口的潜力,反之则贸易过度,代表中国的出口潜力已被充分发掘。

结果表明,对全球各个国家或地区而言,中国绿色产品普遍具备扩大出口的潜力。相较于以欧美及经济合作与发展组织成员为代表的发达经济体,中国绿色产品对广大发展中经济体(如世界其他地区、拉美地区)的出口潜力更大,这与前文的事实性描述结论和引力模型回归结果一致。比如,中国对亚洲地区出口潜力系数的均值为0.679,与经济合作与发展组织的均值0.680相近,高于欧盟的均值0.672,说明当两国间地理距离和文化差异较小时,双边贸易能够得到更充分的发展。此

表8 中国对经济合作与发展组织成员及部分地区绿色产品出口潜力系数

国家/地区	潜力系数	国家/地区	潜力系数	国家/地区	潜力系数
澳大利亚	0.702	法国	0.694	墨西哥	0.707
奥地利	0.649	英国	0.707	荷兰	0.740
比利时	0.707	希腊	0.653	挪威	0.663
加拿大	0.686	匈牙利	0.681	新西兰	0.657
智利	0.682	爱尔兰	0.639	波兰	0.686
捷克	0.680	冰岛	0.568	葡萄牙	0.648
德国	0.723	以色列	0.686	斯洛伐克	0.641
丹麦	0.697	意大利	0.704	斯洛文尼亚	0.690
西班牙	0.692	日本	0.733	瑞典	0.676
爱沙尼亚	0.660	韩国	0.716	瑞士	0.505
芬兰	0.658	卢森堡	0.603	土耳其	0.695
亚洲	0.679	欧盟	0.672	美国	0.734
拉美	0.626	经济合作与发展组织	0.680	世界其他	0.595

注:亚洲、欧盟、拉美、经济合作与发展组织和世界其他地区的潜力系数为出口额加权平均值。

外,发达经济体对可持续发展的认可程度更高,对绿色产品的需求更多,使得中国绿色产品出口潜力得到了更加充分的发掘,而亚洲之外的发展中经济体受自身经济发展水平及其与中国地理距离和文化差距等因素影响,贸易潜力发掘不足,意味着中国绿色产品在这些地区拓展空间更大,机遇更多。

四、结论与建议

(一)结论

随着绿色发展日益成为全球共识,对绿色贸易的重视程度亦不断提升。作为一个不断发展的概念,绿色产品的定义和范围也在不断变化和扩展。通过对已有研究涉及的绿色产品进行梳理与整合,本研究整理出一份受到国际组织和研究者认可并在学术研究与政策分析中得以广泛使用的绿色产品清单(114种),进而基于这114种绿色产品,在拓展引力模型框架下,采用多重高维固定效应泊松伪极大似然估计法对2002—2018年中国对195个国家或地区的绿色产品出口数据进行实证分析。本研究利用最新最全面的中国对全球货物贸易数据,从实证角度衡量中国对全球主要区域的绿色产品出口潜力,最终得到以下结论:

第一,中国已经成为全球最大的绿色产品出口国和第二大绿色产品进口国,且是当今世界为数不多的有能力大规模出口绿色产品的发展中经济体,发达经济体是中国绿色产品传统的贸易伙伴,但新兴国家的重要性正在不断提升。而且,近十年来,中高技术产品占中国绿色产品出口的比重超过80%,高技术产品的比重也超过50%,扩大绿色产品出口有助于提高我国出口产品的科技含量和附加值。

第二,基于不同估计方法的引力模型分析结果表明,进口国经济发展水平、市场规模、科技水平、科技开放程度、加权最惠国关税水平均对中国绿色产品出口具有显著的正向影响,而是否签署双边自贸协定、是否经济合作与发展组织成员、是否签署蒙特利尔破坏臭氧层物质管制议定书对绿色产品出口没有显著影响,此外是否油气

自给自足国家、是否国土接壤、是否拥有共同官方语言均显著正向影响绿色产品出口额。这或许意味着,对中国绿色产品的市场需求已经超越了政治制度,中国绿色产品出口潜力具有全球性。

第三,利用引力模型计算得出的中国绿色产品出口潜力系数表明,中国具备进一步扩大绿色产品出口的潜力。而且,广大发展中经济体市场潜力更大,特别是亚洲之外地区的发展中经济体,受经济发展水平及其与中国地理距离和文化差距等因素影响,对相关绿色产品贸易潜力的发掘不及发达经济体。

(二)建议

基于上述结论,提出如下政策建议:

第一,扩大绿色产品出口有助于改善我国出口贸易结构,提高出口贸易质量,特别是对提升我国在全球价值链上的地位具有积极意义,应大力提倡,给予相应的税收减免和政策鼓励。在全球贸易产品分类下,绿色产品普遍被归入中高技术产品,尽管中国已经成为绿色产品第一大出口国,但绿色产品出口占总出口的比重常年维持在较低水平,面对全球市场需求的不断增加,中国绿色产品不仅具有持续扩大出口的潜力,而且具有扩大市场占有率的潜力。

第二,加强技术创新,降低成本,开发新绿色

产品,加强全球合作,提高中国企业自身在绿色产品生产和技术研发方面的优势,扩大中国绿色产品在国际上的影响力。当前全球贸易格局动荡、贸易保护主义抬头、新冠肺炎疫情带来贸易收缩的大背景意味着,在未来的全球贸易中竞争将进一步加剧,附加值高、可替代度低的高科技产品在国际市场上更具有竞争力,而绿色产品正属于此类产品。此外,在全球最大的200家绿色科技产品上市企业中,有68家来自中国,这意味着中国企业不仅在科技水平上领先,而且在出口规模上具有优势。绿色产品的规模和质量与一国的科技水平紧密相连,且具有全球化程度高的特点。对关键产品重要部件及设备进口给予关税优惠,加强跨国合作,积极引进先进科技和人才,同时在美欧等绿色产品生产和消费大国积极进行专利申请,有利于提高中国在绿色产品市场上的竞争力。

第三,绿色产品出口受进口国关税和制度的影响较小,出口贸易壁垒较低,而发展中经济体对太阳能产品、光伏产品等特定绿色产品的需求方兴未艾,或将成为未来中国绿色能源贸易重要的增长点和亟待开发的市场。目前,中国对发展中经济体的绿色产品出口潜力仍然存在广阔的发展空间,应加强对这些市场的开拓,与我国“一带一路”倡议相呼应,通过绿色贸易、绿色合作,共同实现绿色与可持续发展。

注释:

- ①详细产品编码可联系笔者索取。
- ②本研究中的亚洲为中国内地之外的亚洲地区,且受贸易数据可得性限制,不含西亚(即传统上的中东和近东地区)以及东亚的朝鲜,共计29个亚洲国家和地区。
- ③本研究中的欧盟为去除英国之后的27个欧洲联盟国家。
- ④本研究中的拉美地区为联合国拉丁美洲和加勒比经济委员会认定的33个拉丁美洲和加勒比国家。
- ⑤本研究中的世界其他地区不含亚洲29国(地区)、欧盟27国、拉美33国以及美国,指根据数据可得性,在世界银行WITS数据库中与中国产生实际双边贸易的105个国家和地区。
- ⑥本研究中的经济合作与发展组织(OECD)是由36个市场经济国家组成的政府间国际经济组织,本研究仅考虑了34个,分别于2016年和2018年加入该组织的拉脱维亚和立陶宛因加入时间较短,归入欧盟国家分组。
- ⑦受篇幅所限,仅展示了34个经济合作与发展组织成员和5个地区的潜力系数。如需全部195个国家或地区的数

据,可联系笔者索取。

参考文献:

- [1]UNESCAP.Climate-smart trade and investment in Asia and the Pacific: towards a triple-win outcome[M].Washington D C: United Nations Publications, 2011: 84.
- [2]中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要[EB/OL]. (2016-03-17)[2020-03-28].http://www.xinhuanet.com/politics/2016lh/2016-03/17/c_1118366322.htm.
- [3]SEQUEIRA T N, SANTOS M S.Renewable energy and politics: a systematic review and new evidence[J].Journal of cleaner production, 2018, 192: 553-568.
- [4]The World Bank.International trade and climate change: economic, legal and institutional perspectives institute[M]. Washington D C: World Bank Publications, 2008: 52-72.
- [5]ALGIERI B, AQUINO A, SUCCURRO M.Going “green”: trade specialisation dynamics in the solar photovoltaic sector [J].Energy policy, 2011, 39(11): 7 275-7 283.
- [6]LEMA R, LEMA A.Technology transfer?the rise of China and India in green technology sectors[J].Innovation and development, 2012, 2(1): 23-44.
- [7]傅京燕,吴丽敏.制度和环境政策影响了可再生能源产业出口贸易吗?——基于出口深度和广度的视角[J].国际贸易问题, 2015(12): 85-95.
- [8]GROBA F, CAO J.Chinese renewable energy technology exports: the role of policy, innovation and markets[J].Environmental and resource economics, 2015, 60(2): 243-283.
- [9]帅竞,成金华,冷志惠,等.“一带一路”背景下中国可再生能源产品国际竞争力研究[J].中国软科学, 2018(7): 21-38.
- [10]LENG Z, SHUAI J, SUN H, et al.Do China’s wind energy products have potentials for trade with the “Belt and Road” countries? —a gravity model approach[J].Energy policy, 2020, 137: 111-172.
- [11]RUDYK I, OWENS G, YOLPE A, et al.Climate change mitigation technologies in europe—evidence from patent and economic data[R].The United Nations Environment Programme (UNEP) and the European Patent Office (EPO), 2015.
- [12]JEJEBLI M B, YOUSSEF S B, OZTURK I.Testing environmental Kuznets curve hypothesis: the role of renewable and non-renewable energy consumption and trade in OECD countries[J].Ecological indicators, 2016, 60: 824-831.
- [13]PASIMENI F.EU energy technology trade: import and export[R].European Commission, 2017.
- [14]APEC.APEC list of environmental goods[EB/OL]. (2020-03-15)[2020-03-28].<https://www.apec.org/Meeting-Pap>

- ers/Leaders-Declarations/2012/2012_aelm/2012_aelm_annexC.aspx.
- [15] ICTSD. International trade governance and sustainable transport: the expansion of electric vehicles[R]. International centre for trade and sustainable development, 2017.
- [16] WIND I. HS codes and the renewable energy sector[R]. International Centre for Trade and Sustainable Development (ICTSD), 2008.
- [17] LALL S. The technological structure and performance of developing country manufactured exports, 1985—1998[J]. Oxford development studies, 2000, 28(3): 337—369.
- [18] TINBERGEN J. Shaping the world economy: suggestions for an international economic policy[R]. Twentieth Century Fund, 1962.
- [19] ANDERSON J E. A theoretical foundation for the gravity equation[J]. The American economic review, 1979, 69(1): 106—116.
- [20] BERGSTRAND J H. The gravity equation in international trade: some microeconomic foundations and empirical evidence[J]. The review of economics and statistics, 1985, 67(3): 474—481.
- [21] BERGSTRAND J H. The generalized gravity equation, monopolistic competition, and the factor-proportions theory in international trade[J]. The review of economics and statistics, 1989, 71(1): 143—153.
- [22] DEARDORFF A. Determinants of bilateral trade: does gravity work in a neoclassical world?[M]//The regionalization of the world economy. Chicago: University of Chicago Press, 1998: 7—32.
- [23] EATON B, KORTUM S. Technology, geography, and trade[J]. Econometrica, 2002, 70(5): 1 741—1 779.
- [24] ANDERSON J E, VAN WINCOOP E. Gravity with gravitas: a solution to the border puzzle[J]. American economic review, 2003, 93(1): 170—192.
- [25] MIYAMOTO M, TAKEUCHI K. Explaining trade flows in renewable energy products: the role of technological development[EB/OL]. (2018-05-01)[2020-04-10]. <http://www.econ.kobe-u.ac.jp/RePEc/koe/wpaper/2018/1819.pdf>.
- [26] WESTERLUND J, WILHELMSSON F. Estimating the gravity model without gravity using panel data[J]. Applied economics, 2011, 43(6): 641—649.
- [27] SILVA J M C S, TENREYRO S. The log of gravity[J]. The review of economics and statistics, 2006, 88(4): 641—658.
- [28] CORREIA S, GUIMARÃES P, ZYLKIN T. PPMLHDFE: fast poisson estimation with high-dimensional fixed effects[EB/OL]. (2019-03-05)[2020-04-10]. <https://arxiv.org/pdf/1903.01690v1.pdf>.
- [29] KAREEM F O, MARTINEZ-ZARZOSO I, BRÜMMER B. Fitting the gravity model when zero trade flows are frequent: a comparison of estimation techniques using Africa's trade data[EB/OL]. [2020-04-10]. <https://ageconsearch.umn.edu/record/230588>.

责任编辑:陈诗静

The Export Potentials of China's Green Products

—An Empirical Study Using Augmented Gravity Model

SHI Pei-ran

(*Institute of Latin America, CASS, Beijing 100007, China*)

Abstract: Expanding the export of green products is of great significance for China to improve export structure and quality, and improve the position in global value chain. To better understand China's potential in international trade of goods and the position in global trade of green products, the authors summarize and collect China's exports data of 114 green products from the existing literature and conducts empirical research using panel data of 195 countries from 2002 to 2018. China is one of the largest exporting countries of green products, the second large importing country of that, and one of the very few developing countries which are capable of producing such amount of this kind of products. Traditionally, developed countries are China's major partners of trades in green products. However, recent data has proved the increasing importance of emerging economies. The technology level and the sufficiency level of oil and gas of the importing countries have significant positive impacts on China's green product exports. However, OECD membership and the Montreal Treaty membership do not show significant positive impacts. Meanwhile, tariff level and the bilateral FTA also show less relevancy on China's export potentials. To further expand China's export of green products, besides tax reduction and policy encouragement, we should promote technological innovation, reduce cost, develop new green products, strengthen global cooperation, enhance the Chinese enterprises' advantage in terms of green products production and technology R&D, and expand the international influence of green products. China's trade potential in green products for developing economies still has enormous room for development, and expanding these markets also echoes the Belt and Road Initiative to achieve green and sustainable development through green trade and green cooperation.

Key words: green product; export potentials; augmented gravity model; international trade; PPMLHDFE