

自然资本视角下贸易开放的环境效应——基于长江经济带的生态足迹分析¹

汪凌志

【摘要】：生态经济学提出以自然资本反映商品与服务所内含的生态价值。文章以生态足迹(EF) 作为自然资本的测度，构建2000—2012 年长江经济带九省二市的EF 面板数据，并采用不同的计量模型及工具变量策略考察了贸易开放对环境质量的影响。研究结果显示：在该研究期内，长江经济带EF 总量与EF 结构呈现反向变化，自然资本消耗日趋严重且以环境污染为主导，不同省市EF 强度呈现显著差异；贸易开放的深化总体上加剧了自然资本消耗，其中贸易的规模效应为负，结构与技术效应为正。

【关键词】：自然资本；生态足迹；贸易开放；环境质量

【文章编号】：2095 — 5960(2015) 06 — 0070 — 10；**【中图分类号】**：F062. 2；**【文献标识码】**：A

一、引言

2014 年9 月，国务院印发《关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》，标志着打造长江经济带正式上升为国家战略。长江经济带横跨中国东、中、西三大区域，覆盖长江流域九省二直辖市，2013年其人口与GDP 分别为58160 万人与259525.05 万元，占全国比重达到42. 74%与41. 19%。作为中国人口密集度最高、综合实力最强的区域，长江经济带在建立全方位对外开放新格局，转变粗放型贸易增长方式上必将在全国起到引领作用。然而随着经济快速发展，长江流域也面临着森林植被破坏、水土流失、水资源污染等环境问题，资源短缺及生态服务功能的日渐弱化严重制约着长江经济带的可持续发展。因此，定量评估长江经济带的环境质量，考察贸易开放对环境的影响，对于制定着眼于该区域生态环境保护的经济贸易政策，实现经济社会发展与环境保护的“双赢”，无疑具有重要的现实意义。

自然资本源于可持续发展思想，扎根于生态学的研究土壤。自Pearce and Turner(1990) 首次将其定义为“任何能够产生具有经济价值的生态服务流的自然资源”以来，围绕这一概念的理论研究开始兴起，并逐渐发展成为生态经济学的基础理论。^[1]虽然不同学科对自然资本特征与功能的界定仍然存在一定争议，但都主张进行自然资本核算，生态经济学提出以实物量核算自然资本存量，以克服传统货币资本忽视产品及服务生态价值的局限。在自然资本测度的众多方法中，目前应用最为普遍成熟的是由Rees(1992)提出，并由Wackgernel and Rees(1996) 加以完善的生态足迹(ecological footprint, EF) 方法。该方法将人类生产或消费的商品与服务内含自然资本表征为耕地、林地、草地、水域、建筑用地、化石能源用地六种用地，其中前五类用地称为生物资源足迹，化石能源用地也称为能源足迹，通过将不同类型的土地转化为“生态生产性土地面积”这一标准化度量单位来测度人类对生态系统供给可再生资源以及吸收废弃物与排放这两大类生态服务需求^{[2][3]}，其衍生出来的各种足迹形式，如碳足迹、水足迹等，在不同类型的环境问题研究中已经得到了广泛应用。

1. 收稿日期：2015 — 03 — 28

基金项目：2013 年度教育部人文社会科学研究规划基金项目“中国进出口贸易内涵自然资本与生态资源贫瘠化假说——以生态足迹为测度的分析”（项目编号：13YJA790059）；2014 年湖北省教育厅人文社会科学研究项目“基于自然资本的中部地区对外开放与城市化的资源环境效应研究”（14G413）。

作者简介：汪凌志（1976—），男，湖北武汉人，经济学博士，湖北理工学院经济与管理学院讲师，研究方向为国际经济学、资源与环境经济学。

贸易的环境效应研究兴起于20 世纪90 年代，Grossman and Krueger(1991) 提出贸易自由化影响环境的三种相互联系的作用机制(规模、结构与技术效应)，奠定了该领域研究的理论基础。^[4] 自此之后相关实证研究大量涌现，主要从以下两个视角展开。

(一) 基于“环境三效应”框架，选取特定污染物指标与不同的计量分析方法，考察特定区域贸易自由化对环境质量的影响(Antweiler et al, 2001; Managi et al, 2009; Kleemann and Abdulai, 2013)。^{[5] [6] [7]} 其中Antweiler et al. (2001) 通过构建贸易摩擦变化对环境污染影响的一般均衡模型，采用简约参数设定将理论模型与计量模型(ACT 模型) 结合，对1971—1996 年全球44 个国家100 多个城市的贸易开放与制造业SO₂的关系进行实证考察，对后续经验研究产生了重要影响。

近年来国内相关研究大多是基于ACT 模型，运用不同估计方法考察中国对外贸易对不同污染物的影响。任力、黄从杰(2011) 构建中国1995—2007 年碳排放量的省际面板数据，分区域考察贸易密度、人均收入与碳排放之间的关系，结论表明三大区域的对外贸易密度均与人均碳排放呈现显著正相关，中、西部的边际碳排放比东部大。^[8] 黄娟、田野(2012) 基于产品内分工视角，构建贸易环境效应的联立方程模型，利用中国11 个东部沿海省市1992—2010 年的面板数据考察贸易开放对SO₂的影响，结论表明结构与技术的环境正效应完全抵消了规模负效应。^[9] 彭水军等(2013) 基于中国2005—2010 年251 个地级城市的面板数据，采用动态面板模型考察贸易开放所引致的结构效应对三类污染物排放量及排放强度的影响，结论表明贸易引致的结构效应总体上有利于环境污染改善，不过影响相对有限。^[10] 朱德进、杜克锐利用1995—2009 年我国28 个省市的面板数据进行碳排放效率测算，发现多数地区的碳排放效率在0. 51—0. 57 之间，处于较低水平；进出口贸易促进了碳排放效率的提高，且随着进出口贸易的增加，碳排放效率呈现先提高后降低的趋势。^[11] 周杰琦、汪同三(2013) 采用中国1990—2010 年的省际面板数据，构造修正后的贸易开放度指标考察中国贸易开放对碳排放的影响，结论发现随着时间推移环境负效应呈现减弱趋势，EKC 假说在中国成立。^[12] 综合来看，采用以ACT 模型为代表的各种计量回归模型，样本数据及环境指标选择的差异使得实证结果存在较大分歧，影响了研究结论的可信度和可比性。

(二) 通过量化贸易活动的隐含污染排放，考察各国对外贸易的环境成本及污染转移，其研究主要是基于不同的投入产出模型(Input — output Model)，测算特定区域的贸易隐含污染与污染贸易条件，并采用结构分解分析(Structure Decomposition Analysis, SDA) 考察不同因素的影响效应(Machado et al, 2001; Peters and Hertwich, 2008; Xu and Dietzenbacher, 2014)。^{[13] [14] [15]} 目前国内研究主要集中于贸易隐含碳分析。如张友国(2010) 采用单区域非竞争型投入产出模型考察中国1987—2007 年的贸易含碳量及其部门分布和国别流向，并通过SDA 揭示不同因素对其变化的影响，结论表明2005 年以来中国已经成为碳净输出国，贸易规模增长是推高贸易含碳量的主要因素。^[16] 王丽丽等(2012) 基于中国非竞争型可比价投入产出简表，测算2002—2007 年中国贸易隐含碳，并利用SDA 将出口隐含碳的影响效应分解为碳排放强度等四种因素，结论表明中国净出口隐含碳急剧上升，贸易规模负效应极为显著。^[17] 丛晓男等(2013) 利用多区域投入产出模型核算了全球113 个国家2004 年的贸易隐含碳，结论表明中国等金砖国家的碳净流出量较大，贸易隐含碳具有特定的地缘结构。^[18] 徐盈之、郭进(2014) 采用多区域投入产出模型对25 个WTO 成员国的贸易隐含碳进行测算，结果表明“生产者消费者共担”原则对界定各国碳排放责任更加公平有效。^[19] 综合中国对外贸易隐含碳研究，较为一致的结论是中国是隐含碳的净出口国，贸易顺差规模扩张是其主导影响因素，同时多区域投入产出模型由于准确度更高且更具实践意义，逐渐在国内兴起。

综上所述，现有国内关于贸易环境效应的研究大多选取污染物作为环境指标，较少考虑资源消耗这一环境因素，且结合国内特定经济区域的深入研究相对不足。因此，本文拟延续上述第一种研究路径，基于自然资本视角，选择纳入资源消耗与环境污染的EF 作为环境指标，通过建立改进EF 模型进行长江经济带自然资本测算，并采用不同的计量模型设定与估计方法(静态与动态面板模型、不同的工具变量选择) 深入考察长江经济带贸易开放与环境质量的关系。

二、基于EF 方法的长江经济带自然资本测算

(一) EF 测算模型及数据说明

1. 基于“国家公顷”的改进EF 模型

目前国内针对 EF 的定量研究大多采用 EF 基础模型,模型主要参数以选择单一年份主要消费品的世界平均单位面积产量为主,这类大尺度“全球公顷”模型的主要缺陷在于忽视了特定区域土地生产力和经济发展的差异性。虽然近年来国内学者在这一应用局限上进行了有益的探索,提出了基于“国家公顷”、“省公顷”等新的计算方法,补充和完善了模型中各类参数的选择标准,但总的来说仍显不足(赵兴国、潘玉君等,2011;向书坚,柴士改,2013)。^{[20][21]}本文在上述文献的基础上,考虑中国实际土地生产力特征和单位面积产量变化,建立以中国平均单位面积产量作为参数的“国家公顷”模型,具体如下:

$$EF = EF_b + EF_e = \sum r_j \times C_i / P_i + \sum f \times u_m \times E_m / v_m \tag{1}$$

$$EFS = EF_b / EF_e \tag{2}$$

$$EFI = EF / GDP = (EF_b + EF_e) / GDP \tag{3}$$

式(1) — (3) 分别表示EF 值、EF 结构、EF 强度。其中EFb与EFe分别表示生物资源足迹与能源足迹; Ci、Pi分别表示第i 类产品的产量与中国平均单位面积产量; rj和f 分别表示第j 类生物资源足迹和能源足迹的均衡因子; Em、um、vm分别表示第m 类能源的消费总量、平均低位发热量与能地转换系数。EF结构以生物资源足迹与能源足迹的比值表示,反映自然资本消耗的结构特征; EF 强度以单位GDP 所占用的EF 表示,用以衡量环境效率。

2. 测算方法与数据说明

本文选择的研究区域为长江经济带九省二直辖市(上海市、江苏省、浙江省、安徽省、江西省、湖北省、湖南省、重庆市、四川省、贵州省、云南省),研究期为2000—2012年。根据EF 各类土地的特征界定,考虑数据的可获得性与完整性,采取的测算方法见表1。其中各省市各类产品的产量数据均来自《中国统计年鉴》;林地、草地、水域的实际面积及各省市建设用地面来自《中国统计年鉴》及《国土资源统计公报》;各省市煤炭、石油、天然气消费量及平均地位发热量来自《中国能源统计年鉴》;测算EF 强度采用实际GDP(2000年为基期),通过历年各省区GDP 指数将名义GDP 折算得到,相关数据来自《中国统计年鉴》。上述部分年份缺失数据根据前后年份相关数据进行推算。各类用地的均衡因子及能地转换系数来自世界自然基金会(WWF)(均衡因子:耕地及建设用地2.17、林地与化石能源用地1.36、草地0.48、水域0.36;能地转换系数:煤炭类55、石油类71、天然气93)。需要说明的是,在小尺度EF 模型中,均衡因子的理想选择应该考虑其在个体与时间维度的变化,但基于现有数据实现这一计算存在较大困难,因此本文选择固定不变的均衡因子。

表1 EF 测算方法说明

用地类型	产品类型	产品构成	测算方法
耕地	农产品	粮食作物(谷物、豆类、薯类)、油料(花生、油菜籽)、糖料(甘蔗、甜菜)、麻类、烟叶、茶叶、水果	以历年各市农产品产量除以中国平均单位面积产量表示(其中“中国平均单位面积产量”根据历年“全国主要农产品产量”除以“全国主要农作物总播种面积”得到)
林地	林产品	木材、橡胶、松籽、生漆、油桐籽、油茶籽、核桃	以历年各省市各类林产品占全国同类产品产量比重的平均值乘以历年全国林地实际面积表示
草地	畜产品	肉类(猪、牛、羊肉)、奶类、羊毛类(绵羊毛、山羊毛、羊绒)、禽蛋、蜂蜜	以历年各省市各类畜产品占全国同类产品产量比重的平均值乘以历年草地的实际面积表示
水域	水产品	海水产品与淡水产品	以历年各省市各类水产品占全国同类产品产量比重的平均值乘以历年全国水域的实际面积表示
建设用地	建设活动占地	居民点及工矿用地、交通用地、水利设施用地	三类用地实际面积之和表示
化石能源用地	吸收CO ₂ 占地	煤炭、石油、天然气	将能源消费量转化为发热量,并利用能地转换系数转换为土地面积,同时扣除1/3的海洋吸收

(二) 测算结果分析

1. EF 总量及结构分析

图 1 显示了 2000—2012 年长江经济带 EF 总量与 EF 结构。在整个研究期内,EF 总量自 59658.61 万公顷持续增至 96434.56 万公顷,年均增长 4.08%,意味着长江经济带自然资本消耗日益增加,环境质量趋于恶化;EF 结构自 1.7619 持续降至 0.6149,意味着长江经济带自然资本消耗的环境污染化趋势愈发显著。具体来看(见表 2),生物资源足迹中,耕地与林地所占比重相对较大,反映长江经济带以农产品与林产品为主导的农业产业结构,林地、水域、建设用地呈现小幅增长,耕地与草地则呈现下降趋势,尤其是耕地,自 13800.28 万公顷降至 11260.77 万公顷。这一方面源自实际耕地数量的减少及用途的改变,另一方面也可能体现出耕地利用集约化程度的提高。与此相应,化石能源用地自 21600.85 万公顷迅速增至 58792.95 万公顷,增长 2.72 倍,在绝对数量和增幅上都占据主导地位。

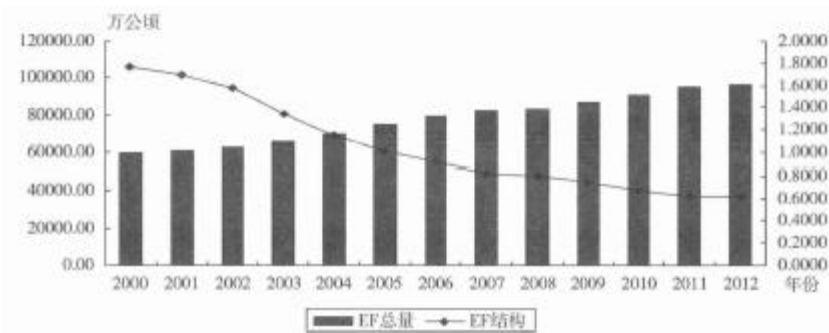


图 1 2000—2012 年长江经济带 EF 总量与 EF 结构

表 2 2000—2012 年长江经济带 EF 构成							单位:万公顷
年份	耕地	草地	林地	水域	建设用地	化石能源用地	
2000	13800.28	2786.06	15352.39	3769.37	2349.66	21600.85	
2001	13273.14	2838.42	15713.06	3786.88	2387.23	22474.54	
2002	12797.87	2803.24	16303.60	3823.04	2424.80	24202.85	
2003	12290.69	2755.08	16454.62	3840.38	2462.38	28215.44	
2004	11813.60	2635.53	16414.96	3877.91	2506.17	32275.68	
2005	11591.82	2652.47	16792.96	3874.77	2537.60	37016.16	
2006	11198.56	2581.21	17540.93	3890.02	2577.62	41271.83	
2007	10952.92	2598.11	16877.73	3964.92	2612.38	45036.80	
2008	11050.78	2493.04	16651.62	3980.82	2650.24	46463.41	
2009	11397.92	2514.08	16335.02	4004.33	2687.81	49643.81	
2010	11289.82	2473.99	15705.88	4038.02	2725.38	54282.17	
2011	11232.67	2506.76	16025.31	4030.20	2762.95	58792.95	
2012	11260.77	2507.52	16077.83	4074.03	2800.53	59713.88	

2. EF 强度分析

表 3 显示了 2000—2012 年长江经济带分省市 EF 强度。在整个研究期内,从绝对数量上看,EF 强度最高的省市集中在贵州和云南二省,2000 年,两省的 EF 强度分别为 4.9024 公顷/万元与 3.4555 公顷/万元,2012 年分别降至 4.1252 公顷/万元与 3.3343 公顷/万元。中上游地区的 EF 强度明显高于下游地区,一定程度反映出长江经济带各省市经济发展水平的差异。受经济总量制约,中上游省市经济增长的环境代价更为严重,而位于发达地区的上海市、江苏省、浙江省,得益于人均收入高、创新能力强等诸多优势、在抑制自然资本消耗上走在前列。从变化趋势上看,各省市 EF 强度呈现较大差异,长江下游的

上海市、江苏省、浙江省均呈现波动中的小幅上升，环境效率趋于恶化；中游地区的湖南省、江西省则呈现小幅下降；上游地区除重庆市外，四川省、贵州省、云南省也均呈现波动下降，且下降幅度相对更大，反映长江中上游地区在加强环境治理、实现绿色低碳发展上所孕育的巨大潜力。

表 3 2000—2012 年长江经济带分省市 EF 强度											
单位:公顷/万元											
年份	上海市	江苏省	浙江省	安徽省	江西省	湖北省	湖南省	重庆市	四川省	贵州省	云南省
2000	0.5374	0.8422	0.9048	1.8723	2.2089	1.6593	1.9163	1.7532	1.7763	4.9024	3.4555
2001	0.5567	0.8376	0.9011	1.8817	2.2135	1.6215	2.0252	1.7575	1.6875	4.8702	3.7655
2002	0.5884	0.8546	0.8855	1.9397	2.4730	1.6200	2.0634	1.6279	2.0010	4.7511	3.6789
2003	0.6159	0.8706	0.9186	1.9019	2.2756	1.9781	2.0906	1.5437	2.0952	4.8603	3.7962
2004	0.6172	0.9344	0.9323	1.8431	2.4109	1.8013	2.0688	1.8559	1.8763	4.8696	3.5586
2005	0.6334	0.9953	0.9892	1.8617	2.3668	1.9563	2.4639	1.3989	1.7179	4.5821	3.7499
2006	0.6652	1.0488	1.0322	1.8933	2.3232	1.9468	2.6738	1.4908	1.7785	4.3878	3.9283
2007	0.6725	1.0765	1.0797	1.9731	2.2668	2.1128	2.1141	1.6263	1.7832	4.3017	3.6170
2008	0.6711	1.0415	1.0389	1.9577	1.9994	1.9900	1.9620	1.5768	1.6686	3.9670	3.5286
2009	0.6813	1.0759	1.0734	2.0776	2.1243	2.0595	2.0915	1.6222	1.8332	4.1488	3.7858
2010	0.8670	1.0700	1.0316	2.0018	1.9905	2.0885	1.9688	1.7005	1.7365	3.9164	3.6999
2011	0.7124	1.1218	1.0112	1.9382	2.0657	2.1011	1.8687	1.6933	1.6567	4.0369	3.4045
2012	0.7179	1.1521	1.0064	2.0040	1.9698	1.9819	1.8229	2.0059	1.6543	4.1252	3.3343

(一) 模型设定

$$\ln N_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TO_{it} + \alpha_2 \ln PI_{it} + \alpha_3 \ln PI_{it}^2 + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{itj} + \lambda_{it} \tag{4}$$

$$\ln N_{it} = \alpha_0 + \gamma \ln N_{it-1} + \alpha_1 TO_{it} + \alpha_2 \ln PI_{it} + \alpha_3 \ln PI_{it}^2 + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{itj} + \lambda_{it} \tag{5}$$

式(4)、式(5)分别代表静态面板模型和动态面板模型。其中：下标*i*代表截面单位，*t*代表年份；*N_{it}*、*N_{it-1}*分别表示第*i*个省市在*t*年、*t-1*年的自然资本消耗；*TO_{it}*、*PI_{it}*分别表示第*i*个省市在*t*年的贸易开放度与人均收入，为了验证基于EF的EKC假说是否成立，在模型中同时加入人均收入的一次项和二次项，并取对数形式；*X_{itj}*表示其他控制变量在第*i*个省市*t*年的取值，*j*表示控制变量个数，控制变量包括资本劳动比(KL)、研发强度(RD)、治污力度(PCS)，此外，还加入时间趋势变量(*T*)，以控制自然资本消耗可能存在的趋势性变动；*λ_{it}*表示误差项。

(二) 变量及数据说明

自然资本消耗*N*(单位：公顷/人)衡量环境质量，以人均EF的对数形式表示，其数据由前文测算得到；贸易开放度*TO*(单位：%)衡量贸易自由化程度，贸易自由化能够通过技术与管理经验的外溢效应推动东道国加强环境治理，对于降低自然资本消耗具有积极意义，但同时随着贸易自由化的深化，各国出于增强产品国际竞争力的需要，降低环境规制的意愿更强，将导致自然资本消耗加剧，最终影响取决于两种相反机制的综合作用。该指标以各省市进出口总额与GDP的比值表示，其中进出口总额

采用“按境内目的地和货源地分货物进出口总额(单位: 万美元)”表示, 并使用历年人民币汇率均价将进出口总额换算成人民币计价; 人均收入PI(单位: 万元/人) 衡量规模效应, 经济规模扩张虽然需要更多的自然资本支撑, 但人均收入提高不仅有利于技术进步的实现, 还可能改变人们对环境质量的要求, 刺激产生更严格的环境政策和更加有效的治理技术, 从而降低自然资本消耗。该指标以人均实际GDP 表示, 其数据处理前文已有阐述; 资本劳动比KL(单位: 万元/人) 衡量结构效应, 以资本存量与就业人数的比值表示, 并取对数形式。该指标的上升, 意味着经济结构具有从劳动密集型向资本密集型转变的趋势, 较高的资本密集度虽然意味着较高的技术效率与产品技术含量, 但如果资本密集型产品的生产集中在污染密集度较高的产业, 则会增加自然资本消耗。其中资本存量采用永续盘存法进行估算, 各省区固定资产投资额以折算为2000 年为基期的实际投资额表示, 各省区基年(2000 年) 资本存量与折旧率(9. 6%) 取自张军(2005) 的研究成果。^[22] 研发强度RD(单位: %) 衡量技术效应, 以研发经费支出占GDP 的比重表示。该指标越高, 意味着技术进步与科技创新力度越强, 有利于提升资源利用效率。治污力度PCS(单位: %) 衡量环境规制效应, 一般而言, 环境治理力度越强, 自然资本消耗越低。由于难以找到综合考察治理资源消耗与环境污染的合适政策变量, 本文选取以“工业污染治理投资额占GDP 的比重”作为环境规制的替代变量。上述各变量数据除研发经费支出来自历年《中国科技统计年鉴》, 其他数据均来自《中国统计年鉴》。

四、模型检验与实证结果分析

(一) 多重共线性与内生性处理

本文同时使用静态和动态两种模型。静态模型设定依据Hausman 检验在固定效应模型和随机效应模型之间进行选择; 动态面板模型由于存在解释变量与随机扰动项相关的内生性问题, 采取基于GMM 估计思想的差分GMM 估计与系统GMM 估计, GMM 估计又分为一步法和两步法, 两步GMM 估计由于利用了更多的矩条件, 其估计量的修正标准误具有良好的统计性质(Windmeijer, 2005)。^[23] 因此, 本文综合采用差分GMM 与系统GMM 的两步法估计动态模型。

在面板数据模型中, 经典假设要求解释变量之间不存在完全线性关系。本文首先采用spearman 相关系数法对解释变量进行多重共线性检验, 结果显示贸易开放度与人均收入、人均收入与资本劳动比之间的相关系数相对较大, 总体来看模型存在多重共线性问题。是否对多重共线性进行补救, 需要综合考虑估计结果与理论预期是否吻合, 不宜盲目删除解释变量。因此, 为保证检验结果的稳健性, 本文采取逐步回归与选取工具变量的方法, 通过判断回归系数符号及显著性变化, 考察多重共线性的影响。

贸易开放的内生性问题主要体现在联立性、遗漏变量和测量误差三个方面(李锴、齐绍洲, 2011; 贾中华、梁柱, 2014)。^[24]^[25] 首先, 联立性产生于贸易开放与经济增长之间的双向因果关系; 其次, 由于难以将影响环境质量的所有解释变量列出, 遗漏变量纳入误差项将会导致内生性问题; 第三, 依赖于贸易量流动的贸易开放度指标本身具有较大测量误差。因此, 本文在静态模型中综合采用滞后期工具变量法(Lag Instrumental Variable, LIV) 和外部工具变量法(External Instrumental Variable, EIV) 进行估计, 在克服内生性的同时, 也利于降低多重共线性的影响。其中滞后期工具变量法选择内生变量的滞后一期作为工具变量, 外部工具变量参照黄玖立、李坤望(2006) 的做法, 取各省市省会到海岸线距离(内部距离) 的倒数(乘以100) 为海外市场接近度, 构造经过名义汇率调整, 具有动态特征的修正的海外市场接近度(Corrected Foreign Market Approach, CFMA) 作为外部工具变量。^[26]

(二) 实证结果分析

表4 报告了采取混合 OLS、逐步回归与不同工具变量(固定效应)、差分 GMM 和系统 GMM 方法对式(4)、式(5) 进行回归分析得到的结果。需要说明的是静态模型设定检验表明固定效应模型更为理想, 为比较不同模型设定形式的估计结果差异, 本文同时报告了混合 OLS 模型与固定效应模型的估计结果。

表 4

计量模型估计结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
估计方法	混合 OLS	FE	FE	IIV - FE	EIV - FE	Diff - GMM	Sys - GMM
LnNit - 1						0.1189 ⁺ (0.0589)	0.6177 ⁺ (0.3126)
TO	0.0001 (0.0005)	0.0013 ^{**} (0.0006)	0.0010 ^{**} (0.0005)	0.0011 ^{**} (0.0006)	0.0074 ⁺ (0.0053)	0.0085 ^{***} (0.0024)	0.0009 (0.0029)
LnPI	0.3497 ^{***} (0.1086)	0.6515 ^{***} (0.0928)	0.7475 ^{***} (0.1302)	0.6108 ^{***} (0.1496)	0.6927 ^{***} (0.1570)	1.6365 ⁺ (1.0162)	1.0525 ⁺ (0.6983)
LnPI ²	0.2542 ^{***} (0.0585)	0.2309 ^{***} (0.0492)	0.2283 ^{***} (0.0582)	0.2138 ^{***} (0.0692)	0.2199 ^{***} (0.0659)	0.3739 (0.6289)	1.1481 (0.8127)
LnKL	-0.2976 (0.0710)		-0.0346 ⁺ (0.0166)	-0.0226 ⁺ (0.0112)	-0.0525 ⁺ (0.0402)	-0.6447 (1.1629)	-1.2605 ⁺ (0.7344)
RD	-0.0649 (0.0521)		-0.0620 ⁺ (0.0426)	-0.0373 ⁺ (0.0288)	-0.0824 ⁺ (0.0508)	-0.1899 (0.5414)	-1.3487 ⁺ (0.8209)
PCS	0.3344 ^{***} (0.1147)		0.2595 ^{**} (0.1062)	0.3684 ^{***} (0.131)	0.2738 ⁺ (0.1062)	2.5828 (1.9874)	6.3472 (4.9449)
T	0.0449 ^{***} (0.0091)	0.0223 ^{***} (0.0033)	0.0213 ^{**} (0.0094)	0.0206 ⁺ (0.0112)	0.0255 ⁺ (0.0100)	0.0506 (0.1771)	0.1005 (0.0977)
_CONS	0.0664 (0.1124)	0.1925 ^{***} (0.0404)	0.1839 ⁺ (0.1001)	0.1119 (0.1159)	0.1491 (0.1455)		-1.1776 (1.2509)
AR (1)						-0.29 (0.274)	0.64 (0.145)
AR (2)						1.24 (0.419)	1.12 (0.265)
Sargan - test						42.79 (0.275)	31.85 (0.621)
Hausman - test		16.52 (0.0009)	28.37 (0.0001)	20.56 (0.0022)	57.03 (0.0000)		
F - test		148.2 (0.0000)	71.47 (0.0000)	54.11 (0.0000)	63.1 (0.0000)		
Within - R ²	0.8285	0.8406	0.8521	0.8127	0.8487		

注：解释变量回归系数括号内为标准误，***、**、⁺ 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。AR (1)、AR (2) 括号内为 $Pr > z$ 的值，Hausman - test、Sargan - test 括号内为 $Prob > chi2$ 的值，F - test 括号内为 $Prob > F$ 的值。

模型1 报告了混合OLS 的估计结果，结论显示贸易开放度系数符号为正，但并不显著，意味着贸易开放加剧了长江经济带的自然资本消耗；人均收入的一次项及二次项系数均显著为正，表明人均收入增长对环境产生负面效应，基于EF 的EKC 假说并不成立；资本劳动比与研发强度的变化均与环境质量正相关，而治污力度对环境质量产生负面影响。

模型2 报告了采用固定效应模型，剔除控制变量的估计结果，结论显示贸易开放度与人均收入的系数符号均与模型1 保持一致，且贸易开放度在5%的水平下显著。模型3 在模型2 上增加了资本劳动比、研发强度与治污力度三个控制变量，结论显示所有解释变量的系数符号均未发生变化，贸易开放度与人均收入均显著为正；资本劳动比每提高1%，人均EF 平均降低0.0346%，且通过10%的显著性检验，表明长江经济带的产业结构转型正朝着改善环境质量的方向发展，资本密集度的提升更多地体现在洁净型产业中；研发强度每提高1%，人均EF 平均降低3.73%，意味着研发支出比重的提高对改善生态环境具有积极意义，这与经济理论预期相吻合；治污力度系数显著为正，表明环境规制反而加剧了自然资本消耗，可能的原因有两点：一是该指标仅仅反映了多种工业污染物的治污水平，其主要用途可能并未用于碳减排和降低自然资源消耗上，二是环境政策的实施效果受制于企业预期反应、信息不对称带来的监督困难和较高的管制成本。

模型4—5 分别采用滞后期工具变量和外部工具变量估计了静态回归方程，其中模型4 选择内生变量 $T0$ 、 $\ln PI$ 、 $\ln PI2$ 的滞后期作为工具变量，结论显示贸易开放度与人均EF 仍然存在显著正相关。模型5采用CFMA 作为贸易开放度的外部工具变量，其系数在10%的水平下仍然显著为正，除此之外，两个模型其他变量的系数符号也与模型3 保持一致。采用工具变量进行估计导致了贸易开放度变量的标准误增加，符合计量经济学理论预期，其中模型5 的估计系数及标准误相对模型3 均显著增加，而模型4 的估计系数仅比模型2 稍大，相对来说结果更加精确。

模型6—7 分别报告了采用差分GMM 和系统GMM 方法对动态模型的估计结果。在GMM 估计中，设定前定变量为 $\ln Nit_{t-1}$ ，内生变量为 $T0$ 、 $\ln PI$ 、 $\ln PI2$ ，前定变量和内生变量分别选择一阶及更高阶的滞后项、两阶及更高阶的滞后项作为工具变量。从模型6—7 的回归结果看，上一期人均EF 回归系数分别为0.1189、0.6177，且均通过了10%的显著性检验，表明当期人均EF 很大程度上受到上一期人均EF 的影响；贸易开放度的系数符号与静态模型相同，且仅在差分GMM 估计中显著，意味着贸易开放度的提升对环境质量仍然造成了负面影响，其他变量的系数符号也均与模型3—5 保持一致。同时，AR (1) 和AR (2)检验结果表明，两种GMM 估计方法均不能拒绝一次差分后干扰项不存在二阶相关的原假设，意味着其估计量均是无偏且一致的；Sargan 过度识别检验结果显示两者P 值分别为0.275 与0.691，表明工具变量总体有效。

总体来看，动态模型与静态模型得到的结论基本一致，且静态模型中的组间拟合优度(Within R^2) 均稳定在0.85 左右，采用混合OLS、固定效应模型逐步回归、滞后期工具变量及外部工具变量、差分GMM与系统GMM 多种估计方法所得到的核心解释变量的估计结果并未发生实质改变，检验结果较为稳健。

五、结论与建议

本文基于自然资本视角，以EF 作为环境指标，在测算长江经济带九省二市2000—2012 年EF 值的基础上，运用面板模型及多种估计方法考察了贸易开放的环境效应，得到以下结论：(1) 2000—2012 年，长江经济带EF 总量迅速增长，生物资源足迹中，除耕地足迹下降显著外，其他四类用地变化相对稳定；EF 结构持续下降，自然资本消耗的环境污染型特征日益强化；EF 强度在不同省市差异显著，其中长江下游省市持续上升，环境效率趋于恶化，中上游省市相对更高，但下降趋势更为明显，表明经济相对落后的省市尽管环境代价更为严重，但可改善空间也更加广阔。(2) 静态与动态模型的估计结果均显示贸易开放度与环境质量呈现正相关，当期人均EF 很大程度受到上一期人均EF 的影响；总体来看，以人均收入衡量的经济规模变化对环境产生了显著负效应；以资本劳动比衡量的经济结构变化以及以研发强度衡量的技术进步则在一定程度上抑制了自然资本消耗。需要强调的是，不同模型的估计结果均没有证据表明基于EF的EKC 假说成立，这进一步表明建立在实证研究基础上的EKC 假说，其适用性受到环境指标、计量方法等多种因素的影响。

以上结论表明，贸易开放加剧了长江经济带的环境压力，如何在贸易的货币利益与生态利益之间做出权衡取舍，是摆在我们面前亟待解决的问题，这不仅需要改变现有不利于环境保护的经济贸易政策，也需要不断加大环境保护与生态建设力度。具体来说，在贸易开放层面，长江经济带应致力于以创新驱动促进产业转型升级，大力鼓励企业加大研发投入和技术创新力度，改善资源利用效率，提高产品技术含量，实现出口产品向低资源消耗及低碳方向转移，逐步优化贸易的生态结构；从环境治理层面，沿江各省市应着力形成环保共识，实现区域联动共同推进生态建设。重点加快建立公平高效的流域生态补偿机制，做好重点区域水土流失治理和保护，逐步探索减排、降耗、节能与资源环境产权交易制度、机制及平台建设，以推动长江经济带绿色生态与循环低碳的可持续发展。

【参考文献】：

[1] Pearce, D. W. , Turner, R. K. Economics of Natural Resources and the Environment [M] . Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1990.

-
- [2] Rees, W. Ecological Footprint and Appropriated Carrying Capacity: What Urban Economics leaves out [J]. Environment and Urbanisation, 1992, 4(2) : 121 — 130.
- [3] Wackernagell, M. , Rees, W. Our Ecological Footprint: Reducing Human Impact on the Earth [M]. Gabriela Island: New Society Publishers, 1996.
- [4] Grossman, G. M. , Krueger, A. B. Environmental Impact of A North American Free Trade Agreement. 1991, NBER. Working Paper 3914.
- [5] Antweiler, W. , Copeland, B. R. , Taylor, M. S. Is Free Trade Good for the Environment? [J]. American Economic Review, 2001, 91(4) : 877 — 981.
- [6] Managi, S. , Hibiki, A. , Tsurumi, T. Do Trade Openness Improve Environmental Quality? [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2009, 58(3) : 346 — 363.
- [7] Kleemann, L. , Abdulai, A. The Impact of Trade and Economic Growth on the Environment: Revisiting the Cross — country Evidence [J]. Journal International Development, 2013(25) : 180 — 205.
- [8] 任力, 黄从杰. 中国对外贸易与碳排放——基于面板数据的分析 [J]. 经济学家, 2011(3) : 75 — 81.
- [9] 黄娟, 田野. 产品内分工下中国自由贸易的环境效应——基于联立方程模型的实证分析 [J]. 国际经贸探索, 2012, 28(8) : 12 — 21.
- [10] 彭水军, 张文城, 曹毅. 贸易开放的结构效应是否加剧了中国的环境污染——基于地级城市动态面板数据的经验证据 [J]. 国际贸易问题, 2013(8) : 119 — 132.
- [11] 朱德进, 杜克锐. 对外贸易、经济增长与中国二氧化碳排放效率 [J]. 山西财经大学学报, 2013(5) : 1 — 11.
- [12] 周杰琦, 汪同三. 贸易开放提高了二氧化碳排放吗? ——来自中国的证据 [J]. 财贸研究, 2013(2) : 12 — 19.
- [13] Machado, G. , Schaeffer, R. , Worrell, E. Energy and Carbon Embodied in the International Trade of Brazil: An Input output Approach [J]. Ecological Economics, 2001(3) : 409 — 424.
- [14] Peters, G. P. , Hertwich, E. G. CO2 Embodied in International Trade with Implications for global climate Policy [J]. Environmental Science and Technology, 2008, 42(5) : 1401 — 1407.
- [15] Xu, Y. , Dietzenbacher, E. A Structural Decomposition Analysis of the Emissions Embodied in Trade [J]. Ecological Economics, 2014(101) : 10 — 20.
- [16] 张友国. 中国贸易含碳量及其影响因素——基于(进口) 非竞争型投入产出表的分析 [J]. 经济学(季刊), 2010, 9(4) : 1287 — 1310.
- [17] 王丽丽, 王媛, 毛国柱, 等. 中国国际贸易隐含碳SDA 分析 [J]. 资源科学, 2012, 34(12) : 2382 — 2389.

-
- [18] 丛晓男, 王铮, 郭晓飞. 全球贸易隐含碳的核算及其地缘结构分析 [J]. 财经研究, 2013, 9(1) : 112 — 121.
- [19] 徐盈之, 郭进. 开放经济条件下国家碳排放责任比较研究 [J]. 中国人口·资源环境, 2014, 24(1) : 55 — 63.
- [20] 赵兴国, 潘玉君, 王爽, 等. 云南省耕地资源利用的可持续性及其动态预测——基于“国家公顷”的生态足迹新方法 [J]. 资源科学, 2011, 33(3) : 542 — 548.
- [21] 向书坚, 柴士改. 生态足迹若干不足、修正与完善以及应用拓展 [J]. 资源科学, 2013, 35(5) : 1051 — 1058.
- [22] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952 — 2000 [J]. 经济研究, 2004(10) : 35 — 44.
- [23] Windmeijer, F. A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two — step GMM estimators [J]. Journal of Econometrics 2005, 126(1) : 25 — 51.
- [24] 李锴, 齐绍洲. 贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放 [J]. 经济研究, 2011(11) : 60 — 72.
- [25] 贾中华, 梁柱. 贸易开放与经济增长——基于不同模型设定与工具变量策略的考察 [J]. 国际贸易问题, 2014(4) : 14 — 22.
- [26] 黄玖立, 李坤望. 出口开放、地区市场规模与经济增长 [J]. 经济研究, 2006(6) : 27 — 38.

责任编辑: 吴锦丹