贸易开放、环境规制与绿色全要素生产率

——基于长江经济带的实证检验

黄庆华, 刘敏, 胡江峰

西南大学 经济管理学院, 重庆 400715

摘要: 采用 SBM(Slack-Based Measure)方向性距离函数和 Malmquist-Luenberger(ML)指数对长江经济带 2007—2018 年 110 个地市绿色全要素生产率进行测度, 进而基于面板门槛模型实证探索诱发贸易开放促进绿色全要素生产率提升的环境规制强度。研究表明: 贸易开放显著抑制了绿色全要素生产率提升, 但环境规制能够发挥积极的调节作用, 即提高环境规制强度可以缓解贸易开放的不利影响。环境规制对贸易开放与绿色全要素生产率具有非线性调节作用, 当环境规制强度跨越过门槛值(9.018)后, 贸易开放对绿色全要素生产率的影响由负向转为正向促进作用。为扭转贸易开放对绿色全要素生产率的不利影响, 长江经济带上游地区应采取适当宽松的环境规制强度, 而中游和下游地区应制定相对严格的环境规制强度。

关键词: 贸易开放; 环境规制; 绿色全要素生产率; 长江经济带; 门槛模型

中图分类号: F293

文献标志码: A

文章编号: 1673-9868(2021)07-0118-12

长江经济带横跨我国东中西部 11 个省市, 覆盖范围十分广泛, 是我国经济发展的战略增长极^[1]。近年来, 长江经济带的经济发展水平得到快速提升, 但由此所引发的环境污染问题也日益突出, 这显然有悖于我国加强生态文明建设的初衷^[2]。尤其是在经济高质量发展背景下, 长江经济带亟需推动绿色经济转型, 加快绿色发展步伐。绿色全要素生产率因在传统全要素生产率的基础上考虑了资源消耗、污染排放等资源环境约束, 与新时代绿色发展理念更为契合, 已成为衡量区域经济绿色发展水平的核心指标^[3]。此外, 绿色全要素生产率的增长能够为加快绿色经济转型提供重要动力, 有助于经济发展和生态环境质量实现“双赢”^[3-5], 对经济高质量发展具有积极影响。因此, 研究长江经济带绿色全要素生产率的增长机制十分必要。

长江经济带作为我国重要的经济区域, 具备贸易开放的天然优势, 能够在贸易开放过程中引入发达国家的先进技术与资源, 推动区域经济增长^[6-7]。然而, 贸易开放在对长江经济带产生众多有利影响的同时, 也引发了“资源消耗过快、空气污染压力加大、生态环境日益脆弱”等一系列严重的资源环境问题^[1], 造成生态环境对经济高质量发展的约束效应愈发明显, 严重阻碍该区域的绿色发展^[8-9]。诸多研究表明, 环境规制作为解决污染外部性问题的非市场方式, 一方面有益于改善贸易开放对长江经济带绿色发展带来的不良影响, 引导贸易结构在升级过程中更加注重清洁技术和绿色能源的使用; 另一方面还能够推动贸易结构不断向全球价值链中高端环节靠拢, 促使长江经济带获得更多的绿色技术溢出^[4,10-11]。相关研究强调, 只有合理的环境规制强度才能够减轻贸易开放对自然环境造成的危害, 促进绿色全要素生产率增长, 但如果环境规制力度过大, 不仅不利于“双赢”目标的实现, 而且还会降低本国产业或企业竞争力^[12-14]。那么, 在什么范围内环境规制强度才算合理、不同环境规制强度对贸易开放与绿色全要素生产率的调节效果如何、以及是否存在区域差异是本文需要深入研究的重点问题。

1 文献综述

进入新时代,绿色发展已成为重要趋势,绿色全要素生产率作为绿色发展水平的核心指标,该如何测度的问题引起了学者们的广泛关注。Chung等^[15]在测度瑞典纸浆厂的全要素生产率时,运用方向性距离函数,将污染排放看作非预期产出,以测算考虑环境因素的绿色全要素生产率,并在此基础上构建了基于比值的Malmquist-Luenberger指数。然而,当存在投入过度或产出不足,即存在投入或产出的非零松弛(Slack)时,这种径向型的DEA(Data Development Analysis)效率测度会高估评价对象的效率。因此,Fare等^[16]、Fukuyama等^[17]在Tone^[18-19]非径向基于松弛的(SBM)效率测度的基础上,发展出更加一般化的非径向且基于松弛型的(SBM)方向性距离函数。胡江峰等^[13]、黄庆华等^[3, 20]在有关研究中,运用SBM函数分别测度出了中国工业和长江经济带的绿色全要素生产率。基于此,本文采用SBM方向性距离函数的Malmquist-Luenberger指数方法,对长江经济带2007—2018年110个地市的绿色全要素生产率进行测度。

有关贸易开放与绿色全要素生产率关系的理论和实证研究成果较为丰富,但对于二者之间究竟是正向还是负向的因果关系并未形成统一的结论。部分学者认为,贸易开放能够促进绿色全要素生产率的增长。彭星等^[21]研究贸易开放对中国工业绿色全要素生产率的作用机制发现,贸易开放能够显著促进工业绿色全要素生产率的提高。Cao等^[22]提出贸易开放可以通过改变研发投入成本、优化劳动资本比率等方式正向作用于区域绿色技术进步率。Peng等^[23]认为贸易开放在一定程度上可以优化产业结构,从而对绿色全要素生产率产生有利作用。齐绍洲等^[24]的研究结果进一步说明,贸易开放是实现绿色全要素生产率增长的重要途径,能够促使“一带一路”沿线国家的绿色技术创新效率得到提升。然而,也有一些学者对上述观点进行了反驳。王兵等^[25]研究了APEC(Asia Pacific Economic Cooperation)国家的绿色全要素生产率增长机制,发现贸易开放对一国绿色全要素生产率的增长具有负向影响。王伟等^[26]提出贸易开放水平的提高会使得长江经济带依然利用以牺牲环境为代价的方式促进经济发展,阻碍了绿色全要素生产率的提高。葛鹏飞等^[27]认为以初级产品为主的贸易模式会驱使许多企业采取雇佣廉价劳动力的方式降低生产成本,从而造成企业对技术革新的关注度下降,不利于绿色全要素生产率的增长。吴磊等^[28]提出贸易开放可以通过调整产业结构、影响技术溢出等方式作用于绿色全要素生产率的变化,但无法判别究竟是正向还是负向影响。

近年来,随着诸多环境保护和治理政策的出台,学者们也开始关注起环境规制对贸易开放与绿色全要素生产率的调节作用。目前,学界主要形成了以下3种观点:①支持正向调节论。这是因为在贸易开放进程中,严格的环境规制不仅能够减少污染程度较高的资源进入,而且还能够推动环保程度较好的资源发挥绿色技术溢出效应,有利于绿色全要素生产率的提高^[6, 29-32]。余泳泽等^[11]发现环境规制会驱动企业主动改进自身生产技术,降低要素投入成本,提高产品质量,推动贸易结构转型升级,有助于提升绿色全要素生产率。张峰等^[33]也发现环境规制政策的实施会促使贸易开放对中国绿色全要素生产率的增长起正向作用。②支持负向调节论。聂雷等^[34]发现在贸易开放过程中,宽松的环境规制会增加污染企业的流入,加大环境污染程度,造成绿色发展动力不足,从而对绿色全要素生产率具有一定的抑制作用。谢荣辉^[35]认为在考虑环境规制因素的情况下,贸易开放与中国绿色全要素生产率呈负相关。③认为环境规制强度存在一个合理区间。Wang等^[14]认为环境规制强度并非越大越好,环境规制强度存在一个合理区间,只有在这个合理区间内,贸易开放才有利于绿色全要素生产率的增长。胡江峰等^[13]发现环境规制对贸易开放与绿色全要素生产率的正向调节作用存在一个合理的环境规制强度范围。

国内外学者对贸易开放、环境规制以及绿色全要素生产率三者之间关系的研究尚未得到一致的结论。梳理现有文献发现,将贸易开放和环境规制这两个变量同时纳入绿色全要素生产率模型考察的研究较少,关于长江经济带的此类研究更是亟待补充。鉴于此,本文在测度长江经济带2007—2018年110个地市绿色全要素生产率的基础上,采用面板门槛模型实证考察环境规制强度对贸易开放与绿色全要素生产率的调节效应。

2 研究设计

2.1 计量模型构建

为研究贸易开放水平对长江经济带绿色全要素生产率的影响效应,本文构建基准计量模型如式(1)所示。

$$\ln gtfp_{it} = \mu + \beta_1 \ln tra_{it} + \beta_2 \ln er_{it} + \varphi x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标 i 代表长江经济带样本地市,下标 t 代表时间; $\ln$ 表示对变量进行对数化处理,从而可以有效减轻异方差和量纲问题的干扰; $\ln gtfp_{it}$ 表示绿色全要素生产率水平, $\ln tra_{it}$ 表示贸易开放水平, $\ln er_{it}$ 代表环境规制强度; x_{it} 是本文的控制变量组,包含经济发展水平($\ln pgdp_{it}$)、基础设施水平($\ln infr_{it}$)、金融支持($\ln fin_{it}$)、科技投入($\ln tech_{it}$)和产业结构($\ln ind_{it}$); μ 为常数项; $\beta_1, \beta_2, \varphi$ 分别为贸易开放变量、环境规制变量以及控制变量的系数; ε_{it} 为随机扰动项。

根据王洪庆等^[4]的研究发现,环境规制能够对贸易结构升级的溢出效应产生一定的影响,贸易开放与环境规制间存在交互作用,并且该作用可以影响绿色技术创新水平.因此,为考察贸易开放水平与环境规制强度相互作用究竟会对长江经济带绿色全要素生产率产生何种影响,本文在式(1)中加入 $\ln tra_{it} \times \ln er_{it}$ 的交互项,得到式(2).

$$\ln gtfp_{it} = \mu + \beta_1 \ln tra_{it} + \beta_2 \ln er_{it} + \beta_3 \ln tra_{it} \times \ln er_{it} + \varphi x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, β_3 为贸易开放变量与环境规制变量交互项的系数。

尽管在式(2)中加入贸易开放与环境规制交互项后,可以检验贸易开放与环境规制相互作用对长江经济带绿色全要素生产率的影响,但仍然无法考察究竟在何种环境规制强度下才能使贸易开放促进绿色全要素生产率的增长.面板门槛模型可以将门槛变量纳入实证模型,实现对环境规制强度门槛值的检验,并且能以环境规制强度门槛值为分段点构造分段函数,从而反映贸易开放与绿色全要素生产率间的非线性因果关系^[36].基于此,本文主要采用面板门槛模型对前述问题进行分析,如式(3)所示。

$$\ln gtfp_{it} = \mu + \beta_1 \ln tra_{it} \times I(\ln er \leq \gamma_1) + \beta_2 \ln tra_{it} \times I(\ln er \leq \gamma_2) + \dots + \beta_n \ln tra_{it} \times I(\ln er \leq \gamma_n) + \beta_{n+1} \ln tra_{it} \times I(\ln er \leq \gamma_{n+1}) + \varphi x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ 为 n 个不同环境规制门槛值下的贸易开放变量系数; $I(*)$ 为指示函数,当括号内的条件满足时,取之为 1、反之为 0; $\gamma_1, \gamma_2 \dots \gamma_n$ 为 n 个不同水平的门槛值。

2.2 变量选取说明

1) 绿色全要素生产率($gtfp$). 传统全要素生产率的测算方法因未能将资源消耗、污染排放等环境约束条件纳入投入产出指标中而具有局限性,SBM 方向性距离函数的 ML 指数方法可以弥补这一不足,故本文采用该方法,使用 Matlab 2020a 软件测度长江经济带各地级市 2007—2018 年的绿色全要素生产率.绿色全要素生产率测算模型中的变量指标包含要素投入、期望产出和非期望产出指标.各指标计算方法如下:

要素投入:① 劳动投入,用年末单位从业人员数(单位:万人)来衡量.② 能源投入,采用全年用电量(单位:万千瓦时)来表示.③ 资本投入,用资本存量(单位:万元)来衡量,本文采用永续存盘法来计算固定资产资本存量,并借鉴单豪杰^[37],Hall 等^[38]对基期资本存量、折旧率、固定资产投资价格指数以及固定资产形成总额的处理方法,计算出长江经济带 2007—2018 年的资本存量.期望产出:选取人均地区生产总值(单位:元)来衡量.非期望产出:采用工业“三废”(工业二氧化硫、工业废水和工业烟尘)排放量(单位:万吨)来表示。

需要说明的是,由于 ML 生产率指数反映的不是绿色全要素生产率,而是绿色全要素生产率的变化率,所以本文需要对 ML 指数做进一步处理.参考邱斌等^[39]的方法,以 2006 年为基期设定 2006 年的绿色全要素生产率水平为 1,并结合 ML 指数进行计算,即可得到 2007—2018 年长江经济带 110 个地市的绿色全要素生产率水平指标。

2) 贸易开放(tra). 本文采用贸易进出口总额占 GDP(Gross Domestic Product)的比例来衡量贸易开放水平^[8].值得注意的是,贸易进出口总额应由美元单位换算成人民币单位。

3) 环境规制(er). 本文选取单位产值工业“三废”排放量作为环境规制强度的衡量指标,采用工业“三废”排放量除以 GDP 计算其指标值,并对该指标值进行倒数化处理,使其具有正向意义,从而更具参考价值。

4) 控制变量.① 经济发展水平($pgdp$): 经济发展是区域发展的根本,也会影响绿色全要素生产率,本文选取人均 GDP 作为衡量指标.② 基础设施水平($infr$): 基础设施水平的波动可以改变信息和知识传播速度,影响规模经济的形成,对劳动分工能够产生一定的作用,进而可能对绿色全要素生产率产生影响,

本文采用人均道路面积来体现。③ 金融支持(fin): 金融发展水平可以影响资源配置效率和绿色技术生产率, 本文将金融机构年末存贷款余额占地区国内生产总值的比例作为金融支持的代理变量。④ 科技投入($tech$): 科技投入能够通过技术外溢、技术进步等来促进环境治理能力和资源配置效率的提高, 本文采用当年科技支出总额占地区国内生产总值的比例来衡量。⑤ 产业结构(ind): 产业结构与绿色全要素生产率息息相关, 相较于第一产业和第三产业, 第二产业会消耗更多的资源并产生更多的污染, 本文选取第二产业增加值占地区国内生产总值的比例来表示此变量。

2.3 数据来源介绍

① 本文主要通过整理 EPS(Economy Prediction System)数据库和各省市统计年鉴(2007—2018年)的有关数据获得所需要的原始样本。② 本文针对原始样本数据中严重缺失的数据进行了删除处理, 小部分缺失数据则借助 Stata15 软件和 R 软件, 运用插值法和线性拟合方法予以补充。③ 本文对上一步得到的数据进行相关计算整理后, 即可得到长江经济带 2007—2018 年 110 个地市的 1 320 个指标量化面板数据。

3 实证结果与分析

3.1 基准线性回归结果分析

表 1 为基准线性 OLS(Ordinary Least Square)回归结果。其中, 模型 1 为贸易开放对绿色全要素生产率的影响结果; 模型 2 是在模型 1 的基础上增加贸易开放与环境规制交互项后的基准回归结果; 模型 3 是在模型 1 的基础上加入控制变量后得到的回归结果; 模型 4 是在模型 3 的基础上引入贸易开放与环境规制交互项后得到的回归结果。为保证回归结果的稳健性, 本文在回归模型中控制了城市和时间固定效应, 同时采用稳健标准误进行回归。

根据模型 1 和模型 3 的回归结果可以看出, 贸易开放系数为负且在 1% 的显著性水平上显著, 这表明贸易开放抑制了绿色全要素生产率的增长。原因可能来自两方面: ① 长江经济带的环境规制标准相对于其他地区来说比较宽松, 污染密集型企业会因该地区生产成本相对较低, 产品价格在市场上更具竞争优势而选择到长江经济带驻扎, 此时贸易开放度提高可能会促使其成为污染密集型产业的“避难所”, 不利于绿色全要素生产率的增长。② 当前污染密集型产业在长江经济带的经济发展中占有重要地位, 其在生产运作过程中会产生大量的污染物, 对生态环境造成极其不利的影响。长江经济带的环境规制强度现阶段较为薄弱, 环境规制政策的实施不仅无法有效地改善这种现象, 而且还会促使污染密集型产业依然保持贸易比较优势, 抑制绿色全要素生产率的提高。

分别对比模型 1、模型 2 以及模型 3、模型 4 的回归结果可以观测到, 加入贸易开放与环境规制交互项后, 贸易开放变量系数由负转为正, 在模型 2 中通过了 10% 的显著性水平检验, 但在模型 4 中不显著; 而环境规制变量的系数始终显著为正且增大。这表明对贸易开放施加严格的环境规制, 在一定程度上可能有利于促进绿色全要素生产率的提升。本文认为原因主要来自以下 3 个部分: ① 对贸易开放施加严格的环境规制在一定程度上能够诱发企业进行绿色技术变革, 优化要素利用率, 这对提升绿色全要素生产率具有正面影响。② 长江经济带的污染密集型产业具有贸易比较优势, 贸易开放水平的提高会促进污染密集型产业发展, 造成地区生态环境恶化, 而施加环境规制政策能够改善这一问题。但是, 在贸易开放和环境规制两股完全相反作用力的对冲下, 贸易开放究竟会对长江经济带绿色全要素生产率造成怎样的影响具有不确定性。③ 环境规制强度增强更容易推动地区企业产生“收益补偿”效应, 从而刺激企业进行绿色技术革新, 促使资源配置更加合理化, 进而能够为绿色全要素生产率的提升贡献力量。

观察模型 3、模型 4 的各控制变量回归系数可以发现, $lnpgdp$ 的系数显著为正, 表明经济发展水平的提高可以促进绿色全要素生产率的增长。 $lninfr$ 的系数显著为正, 表明基础设施水平的提高对绿色全要素生产率的增长具有正向作用。 $lnfin$ 的系数为负, 在模型 3、模型 4 中未通过显著性检验, 这表明金融发展水平对绿色全要素生产率的影响具有不确定性。 $lntech$ 的系数为负, 通过了模型 3 的显著性检验, 但未通过模型 4 的显著性检验, 表明科技投入对绿色全要素生产率的增长具有一定的抑制作用。这与本研究的设想相背离, 可能是由于长江经济带现阶段对绿色技术研发的重视度不高, 不利于绿色全要素生产率的增长。 $lnind$ 的系数显著为负, 表明第二产业比例的增加不利于绿色全要素生产率的增长。

表 1 长江经济带贸易开放对绿色全要素生产率的影响机制

变量(常量)	<i>lngtfp</i> 模型 1	<i>lngtfp</i> 模型 2	<i>lngtfp</i> 模型 3	<i>lngtfp</i> 模型 4
<i>lntra</i>	-0.046 9** (0.020 5)	0.068 8* (0.035 7)	-0.024 1** (0.010 8)	0.035 1 (0.038 0)
<i>lner</i>	0.061 5*** (0.014 3)	0.077 6*** (0.015 2)	0.057 5*** (0.014 5)	0.067 3*** (0.016 9)
<i>lntra</i> × <i>lner</i>		-0.014 1*** (0.004 6)		-0.007 3* (0.004 4)
<i>lnpgdp</i>			0.221*** (0.055 8)	0.202*** (0.056 8)
<i>lninfr</i>			0.050 8*** (0.015 7)	0.049 6*** (0.015 8)
<i>lnfin</i>			-0.052 1 (0.031 8)	-0.051 0 (0.032 0)
<i>lntech</i>			-0.024 2** (0.014 6)	-0.021 6 (0.014 8)
<i>lnind</i>			-0.178*** (0.082 5)	-0.203** (0.084 3)
常量	-0.394** (0.196 0)	-0.523*** (0.190 0)	-2.019*** (0.512 6)	-1.802*** (0.514 2)
<i>i. City</i>	控制	控制	控制	控制
<i>i. Year</i>	控制	控制	控制	控制
N	1 320	1 320	1 320	1 320

注：*，**，*** 分别表示在 10%，5%，1%水平上有统计学意义，括号内为稳健标准误。

3.2 面板门槛模型结果分析

在上述线性基准回归结果的基础上，将环境规制作为门槛变量，采用面板门槛模型考察贸易开放与绿色全要素生产率之间是否具有非线性关系，从而检验环境规制变量是否存在门槛效应。若存在门槛效应，则可测算出对应的环境规制门槛值(表 2)。

从表 2 可知，环境规制的双重门槛模型未通过显著性检验水平，而单一门槛模型在 5%的显著性水平上显著。这表明环境规制可以非线性调节贸易开放与绿色全要素生产率之间的关系，并且具有显著的单一门槛效应，门槛值为 9.018 0。

表 2 面板门槛值估计与显著性检验结果

槛变量	门槛数	F 值	p 值	BS 次数	门槛值	95%置信区间
环境规制	单一门槛	29.02	0.026 7**	300	9.018 0	[8.851 7, 9.059 1]
	双重门槛	14.33	0.143 3	300	7.322 1	[7.167 9, 7.352 9]

注：*，**，*** 分别表示在 10%，5%，1%水平上有统计学意义。

3.3 稳健性检验

3.3.1 环境规制门槛稳健性检验

为检验面板门槛估计与显著性检验结果的稳健性,本文采用逐一加入控制变量的方法,分别估计环境规制门槛值的大小及其显著性,从而考察各控制变量是否会对这一门槛值造成较大的影响(表 3)。

根据表 3 可知,无论是否加入控制变量,环境规制门槛值均通过了 5% 或者 10% 的显著性水平检验。由此说明,控制变量对门槛值的显著性水平影响不大,环境规制门槛效应较为显著且稳健。

表 3 环境规制门槛稳健性检验结果

情形	门槛值	F 值	p 值
不加控制变量	9.018 0	46.93	0.016 7**
加入 $lnpgdp$	9.018 0	30.49	0.070 0*
加入 $lninfr$	9.018 0	31.70	0.066 7*
加入 $lnfin$	9.018 0	39.93	0.030 0**
加入 $lnitech$	9.018 0	40.38	0.023 3**
加入 $lnind$	9.018 0	29.02	0.026 7**

注:*,**,*** 分别表示在 10%,5%,1% 水平上有统计学意义。

为保证门槛回归结果的准确性,本文在模型 5—10 中均加入稳健标准误进行回归,详细的环境规制门槛效应回归结果见表 4。

表 4 环境规制对贸易开放与绿色全要素生产率之间关系的调节作用(门槛效应分析)

变量(常量)	$lngtfp$ 模型 5	$lngtfp$ 模型 6	$lngtfp$ 模型 7	$lngtfp$ 模型 8	$lngtfp$ 模型 9	$lngtfp$ 模型 10
$lnpgdp$		0.036 2*** (0.009 2)	0.021 6** (0.010 8)	0.047 0*** (0.011 4)	0.059 5*** (0.011 9)	0.060 4*** (0.011 9)
$lninfr$			0.033 8** (0.013 3)	0.027 6** (0.013 1)	0.028 5** (0.013 0)	0.032 8** (0.013 0)
$lnfin$				-0.087 0*** (0.014 0)	-0.059 1*** (0.016 3)	-0.063 8*** (0.016 2)
$lnitech$					-0.031 3*** (0.009 4)	-0.031 3*** (0.009 3)
$lnind$						-0.171 6*** (0.042 9)
Tra1 I ($lnier \leq 9.018 0$)	-0.052 4*** (0.006 8)	-0.048 7*** (0.006 8)	-0.048 1*** (0.006 8)	-0.036 0*** (0.006 9)	-0.031 3*** (0.007 1)	-0.026 0*** (0.007 1)
Tra2 I ($lnier > 9.018 0$)	-0.011 7 (0.008 9)	-0.014 9* (0.008 9)	-0.013 7 (0.008 9)	0.002 2 (0.009 1)	0.006 9 (0.009 2)	0.006 9 (0.009 1)
常量	0.148*** (0.013 8)	-0.234 0** (0.097 5)	-0.158 9 (0.101 6)	-0.053 9 (0.101 5)	-0.362 7*** (0.137 0)	0.292 4 (0.213 1)
N	1 320	1 320	1 320	1 320	1 320	1 320

注:*,**,*** 分别表示在 10%,5%,1% 水平上有统计学意义,括号内为稳健标准误。

由表 4 可知,在模型 5—模型 7 中,贸易开放估计系数无论是否跨越门槛均为负,且数值大小都在增大;在模型 8—模型 10 中,贸易开放估计系数($Tra1$)在未跨越门槛值时($lner \leq 9.0180$)均为负,贸易开放估计系数($Tra2$)在跨越门槛值后($lner > 9.0180$)其系数均为正.由此可知,控制变量的加入对结果的干扰十分有限.本文以模型 10 的估计结果为例进行说明,当环境规制强度小于 9.018 时,贸易开放变量的系数为 -0.0260 ,表示贸易开放对绿色全要素生产率具有显著的负向效应;当环境规制强度大于 9.018 时,贸易开放变量的系数为 0.0069 ,说明贸易开放对绿色全要素生产率具有正向影响.由此可知,当环境规制强度跨越门槛后,贸易开放对绿色全要素生产率的作用效应发生了逆转,由原来的负向效应变成正向效应,这进一步说明了对贸易开放施加严格的环境规制,能正向促进长江经济带绿色全要素生产率的提高,并与基准线性回归结果所得结果相符.模型 5—模型 9 的估计结果与前述相似,此部分不再赘述.

3.3.2 其他稳健性测试

为确保上述研究结论的正确性,本文采用多种方法进行稳健性检验.① 为消除模型内生性的担忧,本文采用滞后一期的贸易开放变量来表示贸易开放水平;② 环境规制强度改用单位产值污水排放量来衡量,即采用工业污水排放量除以 GDP 计算其指标值,为使指标值具有正向意义,对其进行倒数化处理^[7];③ 含有直辖市的样本数据可能会对估计结果的准确度有一定影响^[40],本文删除了上海和重庆两个直辖市的样本数据;④ 异常值和非随机性可能会影响估计结果的科学性,本文缩尾处理了绿色全要素生产率 1%分位两端的样本数据;⑤ 考虑到样本时间因素在一定程度上会造成统计结果出现较大的差异,本文剔除了首尾时间样本数据.前述各种方法得到的稳健性检验估计结果如表 5 中模型 11—模型 15 所示.

从表 5 可以看出,随着环境规制强度的增大,贸易开放估计系数的大小都在变大,且有一半通过了显著性水平检验.这表明环境规制强度的增大弱化了贸易开放对长江经济带绿色全要素生产率产生的负面作用.由此可见,本文研究结论稳健性良好.

表 5 各种稳健性检验估计结果

变量(常量)	$lngtfp$ 模型 11	$lngtfp$ 模型 12	$lngtfp$ 模型 13	$lngtfp$ 模型 14	$lngtfp$ 模型 15
$lnpgdp$	0.071 9*** (0.015 3)	0.060 4*** (0.011 9)	0.061 2*** (0.011 9)	0.044 2*** (0.010 5)	0.074 4*** (0.016 3)
$lninfr$	0.018 1 (0.014 4)	0.032 8** (0.013 0)	0.032 1** (0.012 9)	0.004 9 (0.011 6)	0.016 7 (0.017 2)
$lnfin$	-0.077 1*** (0.019 6)	-0.063 8*** (0.016 2)	-0.069 5*** (0.016 1)	-0.039 5*** (0.014 4)	-0.089 4*** (0.019 8)
$lntech$	-0.037 9*** (0.010 6)	-0.031 3*** (0.009 3)	-0.029 5*** (0.009 3)	-0.007 5 (0.008 3)	-0.044 1*** (0.011 5)
$lnind$	-0.174 7*** (0.049 7)	-0.171 6*** (0.042 9)	-0.160 1*** (0.043 3)	-0.147*** (0.038 2)	-0.163 6*** (0.057 5)
	$lner \leq 8.8831$				
$Tra1_{t-1}$	-0.021 2*** (0.007 9)				
	$lner > 8.8831$				
$Tra2_{t-1}$	0.010 6 (0.009 4)				

续表 5

变量(常量)	<i>lngtfp</i> 模型 11	<i>lngtfp</i> 模型 12	<i>lngtfp</i> 模型 13	<i>lngtfp</i> 模型 14	<i>lngtfp</i> 模型 15
		<i>lner</i> ≤ 9.021 0	<i>lner</i> ≤ 9.015 8	<i>lner</i> ≤ 9.018 0	<i>lner</i> ≤ 8.867 9
<i>Tra</i> 1		-0.026 0*** (0.007 1)	-0.024 9*** (0.007 1)	-0.0068 6 (0.006 3)	-0.024 4*** (0.008 5)
		<i>lner</i> > 9.021 0	<i>lner</i> > 9.015 8	<i>lner</i> > 9.018 0	<i>lner</i> > 8.867 9
<i>Tra</i> 2		0.006 9 (0.009 1)	0.008 4 (0.009 3)	0.019 8** (0.008 1)	0.012 9 (0.010 7)
常量	0.254 7 (0.254 2)	0.292 4 (0.213 1)	0.267 1 (0.213 4)	0.321 8* (0.189 4)	0.236 8 (0.278 5)
N	1 210	1 320	1 296	1 320	1 100

注: *, **, *** 分别表示在 10%, 5%, 1% 水平上有统计学意义, 括号内为稳健标准误。

3.4 异质性检验

为进一步考察环境规制门槛对贸易开放与绿色全要素生产率之间关系的作用机制是否具有区域差异, 本文以长江经济带上游、中游、下游 3 个区域为对象, 对比长江经济带整体的门槛效应回归结果, 分析在环境规制门槛条件下, 不同区域贸易开放水平对绿色全要素生产率会产生何种影响。从表 6 可以看出, 各区域的贸易开放度均存在显著的单一门槛效应, 但环境规制门槛值有所不同。长江经济带整体、上游、中游、下游的环境规制门槛值分别为 9.018 0, 5.842 1, 9.785 9, 8.721 9。除此之外, 环境规制对不同区域贸易开放与绿色全要素生产率的影响机制也存在明显差异。

长江经济带上游与长江经济带总体的贸易开放系数变化趋势正好相反, 随着环境规制强度的增大, 其系数由显著为负变为正。当环境规制强度小于 5.842 1 时, 其估计系数为 0.788 5; 反之, 其估计系数为 -0.030 3。这表明随着环境规制强度的增大, 贸易开放阻碍了长江经济带上游绿色全要素生产率的提高。可能的原因在于长江经济带上游城市主要位于我国西部, 由于西部地区单位产值的资源消耗总量大且经济发展、科技发展、基础设施等水平较低, 使环境规制强度增大造成贸易开放难以发挥技术外溢的作用, 从而致使长江经济带上游城市对贸易开放带来的资源要素、先进技术、规模效应、示范效应等吸收利用率不高, 抑制了其绿色全要素生产率的提高。

长江经济带中游与长江经济带总体的贸易开放系数变化趋势略有不同, 随着环境规制加强, 其系数始终为正且增大。当环境规制强度小于 9.785 9 时, 贸易开放估计系数为 0.011 6; 反之, 贸易开放估计系数则增大到 0.147 4。这表明随着环境规制强度增大, 贸易开放对长江经济带中游绿色全要素生产率的促进作用加强。这可能是因为长江经济带中游城市在国家中部崛起战略的引领下, 贸易开放环境得到较大改善, 产业承接能力日益增强, 加之其本身就具备劳动力、土地等要素成本优势, 给该地区造就了极大的绿色发展空间, 强化了环境规制为贸易开放与绿色全要素生产率这两者关系带来的正向调节效应。

长江经济带下游与长江经济带总体的贸易开放系数变化趋势相同, 都是随环境规制强度增大由负变为正。当环境规制强度小于 8.721 9 时, 其估计系数为 -0.027 2; 反之, 其估计系数为 0.013 5。这表明当环境规制强度跨越门槛后, 贸易开放能够促使长江经济带下游绿色全要素生产率变高。可能的原因在于长江经济带下游的江浙沪经济发达地区通过利用较高的技术创新水平推动了产业绿色化转型进程, 促使产业逐渐向产业链和价值链中高端聚集, 为下游地区的绿色全要素生产率增长贡献了力量。

由此可知, 在环境规制门槛条件下, 贸易开放水平对绿色全要素生产率的影响是非线性的, 且存在较为明显的区域异质性。

表 6 区域异质性检验结果

变量(常量)	<i>lngtfp</i>	<i>lngtfp</i>	<i>lngtfp</i>	<i>lngtfp</i>
	整体	上游	中游	下游
<i>lnpgdp</i>	0.060 4*** (0.011 9)	0.075 6*** (0.020 4)	0.052 5** (0.026 3)	0.029 8 (0.024 4)
<i>lninfr</i>	0.032 8** (0.013)	0.018 7 (0.020 7)	0.012 2 (0.025 3)	0.041 8* (0.023 8)
<i>lnfin</i>	-0.063 8*** (0.016 2)	-0.133 3*** (0.027 0)	-0.020 4 (0.041 0)	0.000 4 (0.027 6)
<i>lntech</i>	-0.031 3*** (0.009 3)	-0.045 1*** (0.016 9)	0.000 03 (0.017 2)	-0.070 8*** (0.018 9)
<i>lnind</i>	-0.171 6*** (0.042 9)	-0.111 5 (0.077 8)	-0.271 9*** (0.086 8)	-0.041 5 (0.064 6)
<i>Tra1</i>	<i>lner</i> ≤ 9.018 0 -0.026 0*** (0.007 1)	<i>lner</i> ≤ 5.842 1 0.788 5*** (0.167 8)	<i>lner</i> ≤ 9.785 9 0.011 6 (0.017 6)	<i>lner</i> ≤ 8.721 9 -0.027 2** (0.012 1)
<i>Tra2</i>	<i>lner</i> > 9.018 0 0.006 9 (0.009 1)	<i>lner</i> > 5.842 1 -0.030 3*** (0.010 6)	<i>lner</i> > 9.785 9 0.147 4*** (0.028 5)	<i>lner</i> > 8.721 9 0.013 5 (0.013 2)
常量	0.292 4 (0.213 1)	0.231 4 (0.356 6)	0.590 2 (0.388 4)	-0.233 1 (0.396 8)
N	1 320	396	432	492

注：*，**，*** 分别表示在 10%，5%，1% 水平上有统计学意义，括号内为稳健标准误。

4 研究结论与政策建议

本文采用 2007—2018 年长江经济带 110 个地市的面板数据，以基准线性回归模型、面板门槛模型、区域异质性门槛效应检验的回归结果为切入点，分析了环境规制对贸易开放与绿色全要素生产率这两者关系产生的调节作用。

1) 基于基准线性模型回归结果发现，环境规制对贸易开放与长江经济带绿色全要素生产率这两者关系的调节作用具有正向效应。对贸易开放施加严格的环境规制，有利于长江经济带绿色全要素生产率的提高。本文认为在实施严厉的环境规制政策的情况下，贸易开放可以通过扩大产品的生产和销售规模引发规模效应，促使地区产业结构由污染密集型向清洁型转变，这种局面在一定程度上能够激励企业进行绿色技术创新以适应环境规制标准，促进绿色技术溢出效应产生，从而有利于绿色全要素生产率增长。

2) 基于环境规制门槛效应模型回归结果发现，贸易开放对长江经济带绿色全要素生产率的影响存在单一环境规制门槛效应。当环境规制强度未跨越门槛时，其对贸易开放与长江经济带绿色全要素生产率这两者的关系能起到显著的负向调节作用；反之，则起到正向调节作用，但不显著。这表明环境规制对贸易开放与长江经济带绿色全要素生产率之间关系的调节作用呈现出非线性规律。本文认为当环境规制强度保持在一定的合理区间时，产业结构会由污染密集型逐渐向清洁型转变，此时贸易开放水平提高所带来的生产率提升效应会大于环境污染效应，这会促使绿色全要素生产率增长。

3) 基于区域异质性门槛效应检验结果发现,贸易开放对长江经济带中下游绿色全要素生产率的影响效应表现出明显的区域差异且都存在单一环境规制门槛效应。对于长江经济带上游,当环境规制强度未跨越门槛时,可以为贸易开放与绿色全要素生产率这两者的关系起到显著的正向作用;反之,则起到显著的负向作用。对于长江经济带中游,环境规制可以为贸易开放与绿色全要素生产率这两者的关系产生有利影响,且边际效应存在上升趋势。对于长江经济带下游,当环境规制强度未跨越门槛时,可以为贸易开放与绿色全要素生产率这两者的关系起显著的负向作用;反之,则起正向作用,但不显著。本文认为在实施环境规制政策的过程中,贸易开放水平能否促进一个区域绿色全要素生产率的增长,主要看该区域在实施环境规制政策状态下其成本依赖效应与知识溢出效应、规模效应的相互作用结果,若成本依赖效应发挥的作用大于知识溢出和规模效应发挥的作用,贸易开放则不利于绿色全要素生产率的增长;反之,则有利于绿色全要素生产率的增长。

综合上述所有研究分析结果,本文提出以下政策建议:① 实施阶段性环境规制政策。长江经济带沿线各地市应清晰地掌握环境规制在调节贸易开放与绿色全要素生产率两者关系中存在的非线性规律,并根据各自实际的贸易开放情况,在不同环境规制强度门槛区间内合理革新环境规制政策,体现出其阶段性。特别是当前我国正处于环境规制体系全面提升时期,长江经济带各地市政府在设计环境规制工具时,应坚持生态优先,更多地关注经济发展与生态环境保护工作是否和谐统一,将激发企业的自主创新能力视为重点,全面推广节能减排技术、清洁高效工艺的使用,促进生产技术绿色化,提升各地区绿色技术水平。② 实施差异化环境规制政策。贸易开放与绿色全要素生产率的环境规制门槛效应在长江经济带上中下游各流域呈现出较为显著的差异。因此,长江经济带沿线各地市应因地制宜地推进绿色对外贸易发展,有针对性地根据地区环境规制政策适时调整对外贸易结构,促进对外贸易结构转型升级,减少各地市发展“不平衡、不协调、不可持续”现象的出现,提高各地区绿色发展水平。尤其是环境规制强度相对较低的长江经济带上游各地市更应结合其自身的资源禀赋和环境承载能力,灵活搭配环境规制类型,使用多样化激励型工具,提高资源配置效率,为推动绿色全要素生产率的增长助力。

参考文献:

- [1] 黄磊,吴传清. 环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率的影响研究[J]. 长江流域资源与环境, 2020, 29(5): 1075-1085.
- [2] 余奕杉,高兴民,卫平. 生产性服务业集聚对城市群经济高质量发展的影响——以长江经济带三大城市群为例[J]. 城市问题, 2020(7): 56-65.
- [3] 黄庆华,胡江峰,陈习定. 环境规制与绿色全要素生产率:两难还是双赢?[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(11): 140-149.
- [4] 王洪庆,张莹. 贸易结构升级、环境规制与我国不同区域绿色技术创新[J]. 中国软科学, 2020(2): 174-181.
- [5] 胡晓珍. 中国海洋经济绿色全要素生产率区域增长差异及收敛性分析[J]. 统计与决策, 2018, 34(17): 137-140.
- [6] 张同斌,刘俸奇. 贸易开放度与经济增长动力——基于产能利用和资本深化途径的再检验[J]. 国际贸易问题, 2018(1): 20-31.
- [7] 肖晓军,杨志强,曾荷. 环境规制视角下贸易出口对中国绿色全要素生产率的影响——基于省际面板数据的非线性实证检验[J]. 软科学, 2020, 34(10): 18-24.
- [8] 杨世迪,韩先锋. 贸易自由化的绿色生产率增长效应及其约束机制——基于中国省际面板数据的门槛回归分析[J]. 经济科学, 2016(4): 65-77.
- [9] 原毅军,谢荣辉. FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长——基于Luenberger指数的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2015(8): 84-93.
- [10] WANG Y, SUN X, GUO X. Environmental Regulation and Green Productivity Growth: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from OECD Industrial Sectors[J]. Energy Policy, 2019, 132(9): 611-619.
- [11] 余泳泽,容开建,苏丹妮,等. 中国城市全球价值链嵌入程度与全要素生产率——来自230个地级市的经验研究[J].

中国软科学, 2019(5): 80-96.

- [12] 胡江峰, 黄庆华, 潘欣欣. 环境规制、政府补贴与创新质量——基于中国碳排放交易试点的准自然实验 [J]. 科学学与科学技术管理, 2020, 41(2): 50-65.
- [13] 胡江峰, 王 钊, 黄庆华, 等. 异质性 FDI 绿色技术溢出环境规制门槛效应研究 [J]. 科技进步与对策, 2021, 38(6): 20-28.
- [14] WANG Y, SHEN N. Environmental Regulation and Environmental Productivity: The Case of China [J]. Renewable & Sustainable Energy Reviews, 2016, 62(9): 758-766.
- [15] CHUNG Y H, FARE R, GROSSKOPF S. Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach [J]. Journal of Environmental Management, 1997, 51(3): 229-240.
- [16] FARE R, GROSSKOPF S. Directional Distance Functions and Slacks-Based Measures of Efficiency: Some Clarifications [J]. European Journal of Operational Research, 2010, 206(3): 702.
- [17] FUKUYAMA H, WEBER W L. A Directional Slacks-Based Measure of Technical Inefficiency [J]. Socio-Economic Planning Sciences, 2010, 43(4): 274-287.
- [18] TONE K. A Slacks-Based Measure of Super-Efficiency in Data Envelopment Analysis [J]. European Journal of Operational Research, 2002, 143(1): 32-41.
- [19] TONE K. Dealing with Undesirable Outputs in DEA: A Slacks-based Measure (SBM) Approach [C]. Toronto: North American Productivity Workshop, 2004.
- [20] 黄庆华, 时培豪, 胡江峰. 产业集聚与经济高质量发展: 长江经济带 107 个地级市例证 [J]. 改革, 2020(1): 87-99.
- [21] 彭 星, 李 斌. 贸易开放、FDI 与中国工业绿色转型——基于动态面板门限模型的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2015(1): 166-176.
- [22] CAO B, WANG S. Opening up, International Trade, and Green Technology Progress [J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 142(2): 1002-1012.
- [23] PENG Y, CHEN Z, XU J, et al. Analysis of Green Total Factor Productivity Trend and Its Determinants for the Countries Along Silk Roads [J]. Growth and Change, 2020, 51(4): 1711-1726.
- [24] 齐绍洲, 徐 佳. 贸易开放对“一带一路”沿线国家绿色全要素生产率的影响 [J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(4): 134-144.
- [25] 王 兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 环境管制与全要素生产率增长: APEC 的实证研究 [J]. 经济研究, 2008(5): 19-32.
- [26] 王 伟, 孙芳城. 金融发展、环境规制与长江经济带绿色全要素生产率增长 [J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 2018, 39(1): 129-137.
- [27] 葛鹏飞, 黄秀路, 徐璋勇. 金融发展、创新异质性与绿色全要素生产率提升——来自“一带一路”的经验证据 [J]. 财经科学, 2018(1): 1-14.
- [28] 吴 磊, 贾晓燕, 吴 超, 等. 异质型环境规制对中国绿色全要素生产率的影响 [J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(10): 82-92.
- [29] YOON, HAEYEON, HESHMATI, et al. Do Environmental Regulations Effect FDI decisions? The Pollution Haven Hypothesis Revisited [J]. Social Science Electronic Publishing, 2017(7): 1-24.
- [30] CAI X, LU Y, WU M, et al. Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China [J]. Journal of Development Economics, 2016, 123(8): 73-85.
- [31] HU J, WANG Z, LIAN Y, et al. Environmental Regulation, Foreign Direct Investment and Green Technological Progress—Evidence from Chinese Manufacturing Industries [J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2018, 15(2): 221.
- [32] BAKER E, CLARKE L, SHITTU E. Technical Change and the Marginal Cost of Abatement [J]. Energy Economics, 2008, 30(6): 2799-2816.
- [33] 张 峰, 宋晓娜. 提高环境规制能促进高端制造业“绿色蜕变”吗——来自绿色全要素生产率的证据解释 [J]. 科技进步与对策, 2019, 36(21): 53-61.
- [34] 聂 雷, 任建辉, 刘秀丽, 等. 金融深化、政府干预与绿色全要素生产率——来自中国 10 个城市群的经验证据 [J]. 软科学, 2021, 35(1): 50-55.
- [35] 谢荣辉. 环境规制、引致创新与中国工业绿色生产率提升 [J]. 产业经济研究, 2017(2): 38-48.
- [36] HANSEN B E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econo-

metrics, 1999, 93(2): 345-368.

[37] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952—2006 年 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(10): 17-31.

[38] HALL R E, JONES C I. Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(1): 83-116.

[39] 邱 斌, 杨 帅, 辛培江. FDI 技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究: 基于面板数据的分析 [J]. 世界经济, 2008(8): 20-31.

[40] INGLES-LOTZ R. The Impact of Renewable Energy Consumption to Economic Growth: A Panel Data Application [J]. Energy Economics, 2016, 53(1): 58-63.

Trade Openness, Environmental Regulation and Green Total Factor Productivity

——Based on the Empirical Test of the Yangtze River Economic Belt

HUANG Qing-hua, LIU Min, HU Jiang-feng

School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China

Abstract: This paper uses the SBM(Slack-Based Measure) directional distance function and Malmquist-Luenberger(ML) index to measure the green total factor productivity of 110 cities in the Yangtze River Economic Belt from 2007 to 2018, and then uses the panel threshold model to empirically explore the environmental regulations that induce trade opening and promote green total factor productivity. Studies have shown that trade liberalization has significantly inhibited the increase in green total factor productivity, but environmental regulations can play a positive role in regulating, that is, increasing the intensity of environmental regulations can alleviate the adverse effects of trade liberalization. The results of the panel threshold model show that environmental regulations have a nonlinear regulatory effect on trade opening and green total factor productivity. When the intensity of environmental regulations crosses the threshold (9.018), the impact of trade openness on green total factor productivity has turned from negative to positive. The heterogeneity results indicate that, in order to reverse the adverse impact of trade opening on green total factor productivity, the upper reaches of the Yangtze River Economic Belt should adopt appropriate and loose environmental regulations, while the middle and lower reaches of the Yangtze River Economic Belt should adopt relatively strict environmental regulations.

Key words: trade opening; environmental regulation; green total factor productivity; Yangtze River Economic Belt; threshold model

责任编辑 夏 娟