

进口贸易与中国城市的绿色转型发展

——基于绿色全要素生产率的研究

邵 军 施震凯 朱俊明

摘要：随着中国对外贸易发展进入新阶段，扩大进口既是新时代中国发展的战略抉择，更是实现经济高质量发展的重要举措。本文在探讨进口贸易影响绿色生产率的基础上，将空气污染物、二氧化碳和能源消费纳入生产函数，使用动态SBM模型测算了城市绿色全要素生产率，并基于2000—2013年中国城市面板数据检验了进口贸易对城市绿色全要素生产率的影响。研究发现，中国城市绿色全要素生产率整体水平偏低，呈波动下降走势和东高西低空间分布，进口贸易对城市绿色生产率的影响在东部和中部地区较为明显，西部地区并不显著，并且进口产品技术含量越高，其提升效应越显著。

关键词：进口贸易；绿色全要素生产率；动态SBM模型

[中图分类号] F746 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 12-0051-14

引 言

随着中国对外贸易发展进入新阶段，主动扩大进口既是新时代中国发展的战略抉择，更是实现经济高质量发展的重要举措。

经济高质量发展背景下，与中国经济大国地位极不相称的是，中国的“人类发展指数”在联合国发布的《2019年人类发展报告》中仅位列85，环境可持续发展是拖滞总体水平的重要因素。纵观世界经济发展史，高度重视生态文明建设、实现人与自然的绿色和谐发展，这是新兴经济体实现向发达经济体跃变的重要特征。经济高质量发展就是要高度重视生态文明建设、实现人与自然的绿色和谐发展。党的十八大以来，习近平总书记多次明确指出，良好生态环境是最公平的公共产品，是最普惠的民生福祉，保护、改善生态环境就是保护、发展生产力。城市作为人口、产业的集聚中心，是区域经济增长的核心动力区，在城市转型过程中必须实现

[收稿日期] 2019-10-15

[基金项目] 江苏社会科学基金重大项目“双向开放与江苏开放型经济高质量发展研究”(18ZD005)；江苏省社科基金重点项目“江苏聚焦富民的主攻方向和关键性举措研究”(17DDA004)；江苏省社科基金青年项目“疫情后世界贸易格局变化对江苏外贸的冲击及应对策略研究”(20EYC003)

[作者信息] 邵军：兰州财经大学“飞天学者”讲座教授，东南大学经济管理学院教授；施震凯（通讯作者）：江南大学商学院讲师，电子邮箱 zhkshi@126.com；朱俊明：东南大学经济管理学院硕士研究生

由既往的粗放型、污染型增长路径转向高质量的绿色型增长路径。

既有研究发现进口贸易在推动生态文明建设、促进绿色发展方面发挥重要作用,其中一个重要表现是提高了绿色生产率。究其原因,进口贸易不仅可以直接提高中间投入品的多样性和产品质量,也会间接地促进市场竞争,促进企业重视技术研发和质量管理,最终促进绿色生产率的提高(简泽等,2014^[1]; Yu, 2015^[2]; 张杰等,2015^[3]; Feng et al., 2016^[4]; 钱学锋和王备,2017^[5])。理论上,进口贸易可通过替代效应、技术进步效应和资源优化配置效应等途径对绿色全要素生产率产生影响。在替代效应方面,随着中国城市环境承载空间、土地和用工成本优势消耗殆尽,居民对环境舒适度诉求上升,越多越来越多的企业主动扩大进口,通过进口替代本土高耗能、高污染产品的生产,这也是美国、日本和欧洲等全球化先行国家的历史发展道路。在技术进步方面,不仅庞大的本土市场规模有助于中国吸引高端创新要素、增加绿色技术研发和生产要素投入,并且企业可以通过进口贸易来学习、吸收和消化进口产品中的前沿技术,从而提高企业自主创新的能力和成功率(Yasar, 2013^[6]; 陈维涛等; 2018^[7]),最终提高企业产出水平和生产效率。在资源优化配置效应方面,进口贸易的竞争效应会加快低效率企业退出,为高效率企业进入腾出发展空间(毛其淋和盛斌,2013^[8]; 周开国等,2018^[9]),并为高端要素进入和产业升级提供发展空间,从而优化了市场上的资源配置,最终推动产业升级和城市专业化分工。

围绕研究主题,本文在以下三个方面有边际贡献:第一,与既有文献大多从企业微观层面分析进口贸易与全要素生产率的因果关系不同,本文从宏观层面切入,重点考察进口贸易对城市绿色全要素生产率的影响,是研究进口贸易经济效应的一个补充。第二,本文基于《中国海关数据库》不仅计算了城市总进口,且进一步将其细化为技术密集型、资本密集型和劳动密集型产品的进口,并借助夜间灯光数据,使用反演法估计了城市能源消耗和二氧化碳排放量,通过新指标给相关领域的研究提供了新证据。第三,本文从进口产品要素密集度和城市开放程度两个方面分析了进口对绿色全要素生产率的异质性影响,为不同产业和城市层面制度设计提供有益的经验启示。

一、文献综述

在绿色发展理念下,传统的全要素生产率测度有两个方面的缺陷:一是测算指标体系中未考虑资源环境投入和环境污染产出,二是忽略了不同时期、不同截面之间的可比性,且当投入和产出指标存在非松弛时,传统的径向DEA等模型会高估评价对象的效率(Tone et al., 2009)^[10]。针对第一个缺陷,Chung等(1997)^[11]引入环境污染非期望产出并构建了Malmquist-Luenberger生产效率指数,由于该效率测度方法无需价格信息和生产函数形式,并可用多种指标衡量非期望产出,而被广泛采用。例如,胡鞍钢等(2005)^[12]和陈诗一(2010)^[13]将能源消费、工业三废和二氧化碳排放纳入到中国省级绿色全要素生产率评价中;陈诗一等

(2012)^[14]、Zhang 和 Tian (2019)^[15]在测算中国城市全要素绿色生产率时,在产出指标中增加了二氧化硫和二氧化碳。但受统计数据限制,仅使用城市生活能源消费明显低估了能源总投入,也忽视了生产性活动产生的二氧化碳排放和雾霾污染,忽视这些指标即不符合绿色发展理念原则,也会造成绿色生产全要素率测算偏误。针对第二个缺陷, Fare 和 Grosskopf (2010)^[16]等构建了松弛的静态方向性函数评估模型(SBM),但SBM模型需要在每一期构造一个相应的技术前沿,导致测度的绿色全要素生产率是一个同期不同截面之间的相对效率,从而在长期评价中带来了生产率的一致性和可比性困难(景维民和张璐,2014; Zhang 和 Tian, 2019^[17])。

Grossman 和 Helpman (1991)^[18]认为由于发达国家生产技术和研发资本高于发展中国家,发达国家的研发资本和生产技术可通过物化在中间产品中溢出到发展中国家。随后, Core 和 Helpman 等 (1995)^[19]对以色列、OECD 和 77 个发展中国家的实证研究发现,出口国的研发资本投入对进口国的全要素生产率提升产生积极影响,并与进口开放度正相关。Melitz (2003)^[20]和 Melitz 等 (2008)^[21]通过理论模型揭示了进口影响企业生产率的“选择效应”和“学习效应”,一些学者基于美国、印度尼西亚、乌拉圭等国家的微观企业数据验证了上述两条影响机制(Broda et al., 2006^[22]; Amiti et al., 2007^[23]; Halpern and Koren, 2007^[24]; Halpern et al., 2015^[25])。随着中国对进口贸易的日益重视,国内关于进口贸易对企业生产率影响的研究也逐渐丰富。张翊等 (2015)^[26]、Liu 和 Qiu (2016)^[27]、Chen 等 (2017)^[28]利用中国海关数据、中国工业企业和 BACI 等数据研究发现,中间品和资本品进口可以通过进口产品的数量效应、种类效应和价格效应影响制造业的全要素生产率。尽管现有研究的结论还远未达成一致,但不同国家的实证研究都显示,进口对全要素生产率影响与进口产品的质量水平和技术含量(Loof and Andersson, 2010)^[29]、进口企业的研发投入和学习能力(景维民和张璐,2014)、以及与进口企业的出口行为(李新等,2013)^[30]等因素密切相关。

与进口对企业全要素生产率影响备受关注不同,进口对能源环境和绿色全要素生产率的影响尚未得到足够重视。景维民和张璐(2014)认为进口产品往往包含较先进的清洁生产技术,进口贸易一方面有利于进口国向出口国学习和模仿创新清洁型技术,另一方面进口加剧市场竞争也会激励企业加大清洁型技术的研发投入,实证检验发现进口对我国绿色技术进步的促进作用显著高于出口和外商直接投资的作用。吴晓怡等(2016)^[31]基于2000—2010年中国制造业关税和能源效率数据,实证研究发现最终产品关税减让有利于提升制造业能源效率,但中间投入品的作用并不明显,其可能的成因是,最终品进口替代本国生产节约能源投入和环境排放,而中间投入品进口引致了更多的污染型技术出口企业的投资生产。齐绍洲和徐佳(2018)^[32]认为扩大进口对绿色全要素生产率并不是线性的影响,利用面板门槛效应模型对“一带一路”国家的实证研究发现,经济发展、基础设施、金融发展和制度质量是作用发生扭转的门槛条件。

上述研究为探讨进口贸易对城市绿色全要素生产率的影响作用提供了基本分析框架和理论基础,但在以下几个方面仍具有进一步拓展的空间。首先,虽然绿色全

要素生产率考虑了能源资源投入和污染物排放等，但在实际测算过程中依然面临一定的挑战，由于中国城市层面缺乏相应的能源消费、二氧化碳和雾霾污染等统计数据，需要开发新的数据和技术构建相应的指标。其次，中国的贸易发展方式正在发生根本性转向，通过主动扩大进口促进高质量发展，加强研究进口贸易的经济效应就更加重要。最后，鲜有文献从中国城市层面分析进口贸易对绿色全要素生产率影响的文献，并且中国城市间的经济发展水平和产业结构差距巨大，进口开放的冲击是否存在异质性影响也是值得分析的内容。

二、模型构建和指标测算

(一) 模型构建

本文基于新经济增长模型框架，假定城市绿色全要素生产率由一个城市的进口开放度和人力资本积累水平共同决定，具体模型如下：

$$Y_{it} = A(\text{Open}_{it}, H_{it}) K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (1)$$

式中， Y_{it} 为城市 i 在 t 年的 GDP 产出； Open 为城市进口开放； H 为城市人力资本； K 为物质资本； L 为劳动； α 和 β 分别为物资资本和劳动产出弹性，介于 0 到 1 之间。 $A(\cdot)$ 为希克斯中性技术进步效率函数，表示为多种因素组合，具体模型如下：

$$A(\text{Open}_{it}, H_{it}) = A_{i0} e^{\lambda_{it}} \text{Open}_{it}^{\mu} H_{it}^{\eta} \quad (2)$$

式中 A_{i0} 为 i 市的初始技术效率水平； e^{λ} 为城市外生的技术进步效率； μ 和 η 分别为进口开放和人力资本的技术进步效率弹性系数。将式 (2) 带入式 (1) 可得：

$$Y_{it} = A_{i0} e^{\lambda_{it}} \text{Open}_{it}^{\mu} H_{it}^{\eta} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (3)$$

将式 (3) 两边同除 $K^{\alpha} L^{\beta}$ 得到全要素生产率公式：

$$TFP_{it} = Y_{it} / K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} = A_{i0} e^{\lambda_{it}} \text{Open}_{it}^{\mu} H_{it}^{\eta} \quad (4)$$

将式 (4) 两边取自然对数可得：

$$\ln TFP_{it} = \ln A_{i0} + \lambda_{it} + \mu \ln \text{Open}_{it} + \eta \ln H_{it} \quad (5)$$

对式 (5) 利用混合截面数据进行估计，可能会因为遗漏城市和时间效应而导致估计偏误。为了减少缺省因素的干扰，本文在式 (5) 基础上加入城市效应和时间效应两个虚拟变量，修正后的实证回归模型如下：

$$\ln TFP_{it} = \ln A_{i0} + \lambda_{it} + \mu \ln \text{Open}_{it} + \eta \ln H_{it} + \theta X + \vartheta_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式 (6) 中， TFP_{it} 为城市绿色全要素生产率； ϑ_i 和 v_t 分别为城市虚拟变量和年份虚拟变量； X 为其它控制变量， θ 为估计系数； ε_{it} 为随机误差项。借鉴既有研究，本文的控制变量包括人均实际 GDP ($rgdp$)、第二产业增加值占 GDP 比重 ($industry$)、人力资本为平均受教育年限 ($human$)、实际利用外商总额占 GDP 比重 (fdi)、财政支出占 GDP 比重 (fic)、城市人口占从人口比重 ($labor$)、城镇化率 ($urban$)。各控制变量的数据来源于《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和各省市的统计年鉴，个别缺失变量数据使用插值法补充。

(二) 绿色全要素生产率测算

为了解决静态 SBM 模型测算决策单元的跨期效率不可比性问题，本文运用

Zhang 和 Tian (2019) 开发的动态 SBM 模型测算城市绿色全要素生产率水平, 在非径向条件下, 该模型将城市 i 的效率求解表示为:

$$\rho_i^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m + n_{bad}} \left(\sum_{j=1}^s \frac{w_t^- s_{jt}^{*-}}{x_{rit}} + \sum_{j=1}^{n_{bad}} \frac{s_{jt}^{bad*}}{Z_{ijt}^{bad*}} \right)}{1 + \frac{1}{m + n_{good}} \left(\sum_{j=1}^s \frac{w_t^+ s_{jt}^{+*}}{x_{rit}} + \sum_{j=1}^{n_{good}} \frac{s_{jt}^{good*}}{Z_{ijt}^{good*}} \right)} \quad (t = 1, 2, 3 \dots T) \quad (7)$$

式 (7) 中, n_{good} 和 n_{bad} 分别为期望和非期望变量, $\{\lambda^{t*}\}$, $\{s^{*-}\}$, $\{s^{+*}\}$, $\{s_{it}^{+*}\}$, $\{s_{jt}^{good*}\}$ 和 $\{s_{jt}^{bad*}\}$ 为最优求解参数集合。本文的决策单元为 271 个地级以上城市, 时间跨度为 2000—2013 年, 投入指标包括能源消费、劳动力、物质资本和环境污染治理投资, 其中物质资本根据永续盘存法得到, 劳动力为本市从业人员数, 并借鉴 Zhou 等 (2018)^[33] 的方法基于校准后的夜间灯光数据估算各个城市历年的能源消费。期望产出指标为使用省 GDP 平减后的实际 GDP, 非期望产出指标包括二氧化碳、二氧化硫和 PM_{2.5}。

值得指出的是, 由于中国目前还缺乏城市层面的长时段可比较的二氧化碳排放统计数据, 本文借鉴 Meng (2014)^[34] 的做法, 构建如下城市二氧化碳排放量的估计模型:

$$C_c = C_p \times (\hat{C}_c / \hat{C}_p) = C_p \times [(\hat{\alpha} \times NTL_c + \beta_p + \delta_t + \varepsilon_{it}) / (\hat{\alpha} \times NTL_p + \beta_p + \delta_t + \varepsilon_{it})]$$

$$C_c = C_p \times (\hat{C}_c / C_p) = C_p \times [(\hat{\alpha} \times NTL_c + \beta_p + \delta_t + e_{it}) / (\hat{\alpha} \times NTL_p + \beta_p + \delta_t + e_{it})] \quad (8)$$

式 (8) 中, C_p 是为省际二氧化碳排放量, \hat{C}_c 和 \hat{C}_p 分别是基于夜间灯光估算的城市及其所在省的二氧化碳排放量, NTL 相应的灯光总量度值, β_p 和 δ_t 分别为地区虚拟变量和时间虚拟变量, ε_{it} 为随机误差项。遵循陈诗一和陈登科 (2018)^[35] 的做法从哥伦比亚大学公布的全球 PM_{2.5} 矢量图中提取各城市历年的雾霾浓度数据。二氧化硫数据来源于历年的《中国城市统计年鉴》, 部分缺失数据使用前后两个窗口期的平均数。

(三) 城市进口贸易测算

由于《中国城市统计年鉴》等相关统计年鉴中缺乏各个城市进口数据, 本文使用《中国海关统计数据库》测算了 2000—2013 年各城市的进口数据。具体而言, 首先将 8 位 HS 代码进口数据转为 6 位数据, 然后以 2002 年 HS 数据分类和行业分类标准为基准进行调整, 继而按进口地城市将历年的各条进口数据进行加总到城市, 最终得到城市进口总额。此外, 为更好地区分不同要素密集度的产品进口开放对绿色全要素生产率的影响, 本文还分别计算了技术密集型、资本密集型和劳动密集型三种要素密集型产品的进口总额。

三、实证结果分析

(一) 基本特征事实

本文使用动态 SBM 模型测算 2000—2013 年 271 个城市的绿色全要素生产率,

表1汇报了样本期内区间分布特征,从平均绿色全要素生产率变化来看,2000年的平均值为0.3856,随后呈波动下降走势,到2013年下降为0.3047,此结果与众多基于工业企业和上市公司等微观数据测算使用OP和LP等方法测算的全要素生产率走势基本一致,这说明本文使用动态SBM模型和选择的指标数据测算的结果是稳健可信的。从区间分布来看,2000年较低水平、低水平、高水平 and 较高水平四类生产率指数城市分别有75个、136个、35个和25个,可以看出,2000年77.86%的城市绿色全要素生产率水平处于低水平状态,到2013年较低水平绿色全要素生产率的城市增加到131个、超过0.50的城市则下降到28个。从分地区来看,2013年东部、中部和西部地区城市的平均绿色全要素生产率依次递减,分别为0.3650、0.2755和0.2672,该数据与三个地区的经济发展水平和城市进口额度空间分布一致。

表1 2000—2013年中国城市绿色全要素生产率的分布区间

变量	指数区间	2000	2004	2009	2013	东部 ₂₀₁₃	中部 ₂₀₁₃	西部 ₂₀₁₃
较高绿色生产率	0.75以上	25	22	18	18	8	5	5
高绿色生产率	(0.50~0.75)	35	19	13	10	7	2	1
低绿色生产率	(0.25~0.50)	136	111	117	112	53	37	22
较低绿色生产率	0.25以下	75	119	123	131	32	61	38
平均绿色生产率		0.3856	0.3224	0.3164	0.3047	0.3650	0.2755	0.2672

为进一步考察进口贸易与城市绿色全要素生产率之间的相关关系,本文分别绘制了城市总进口及三类要素密集型产品进口与绿色全要素生产率的散点图。图1显示,以2013年数据为例,城市总进口与绿色全要素生产率之间显著的存在正相关关系,相关系数为0.0388;而技术、资本和劳动三种密集型产品进口与绿色全要素生产率也存在显著正相关关系,相关系数分别为0.0199、0.0284和0.0376,且通过1%置信水平检验。该结果也支持了前文分析中提出的一个判断,城市进口与绿色全要素生产率正相关,且这种这项相关性在技术含量越高的进口产品中表现的越显著。当然,上述分析结论仅是一个初步判断,需要得出准确的因果关系结论还需要更加严谨的实证检验和分析。

(二) 基准回归结果

表2汇报了城市进口对绿色全要素生产率影响的基准回归结果。可以发现,各变量的系数值在逐个引入回归估计的过程中没有发生明显变动,且可决系数达到0.960,这反映了模型选取的自变量对城市绿色全要素生产率具有较高的解释力度,特别是城市进口的估计系数保持在0.022左右,与绿色全要素生产率的正相关关系较为稳定。以模型(8)为例,在控制城市固体效应和年份效应条件下,城市进口总额的对数值(*lnimport*)变量的估计系数在1%水平下为0.022,从经济统计意义讲,城市总进口每增加1%可以提高城市全要素绿色生产率2.2%。主要原因在于中国加入WTO后,尤其是2007年以来,中国积极主动地坚持调整对外经贸战略,主动扩大进口,特别是快速扩大技术含量高的中间产品和资本品的进口,多种类和

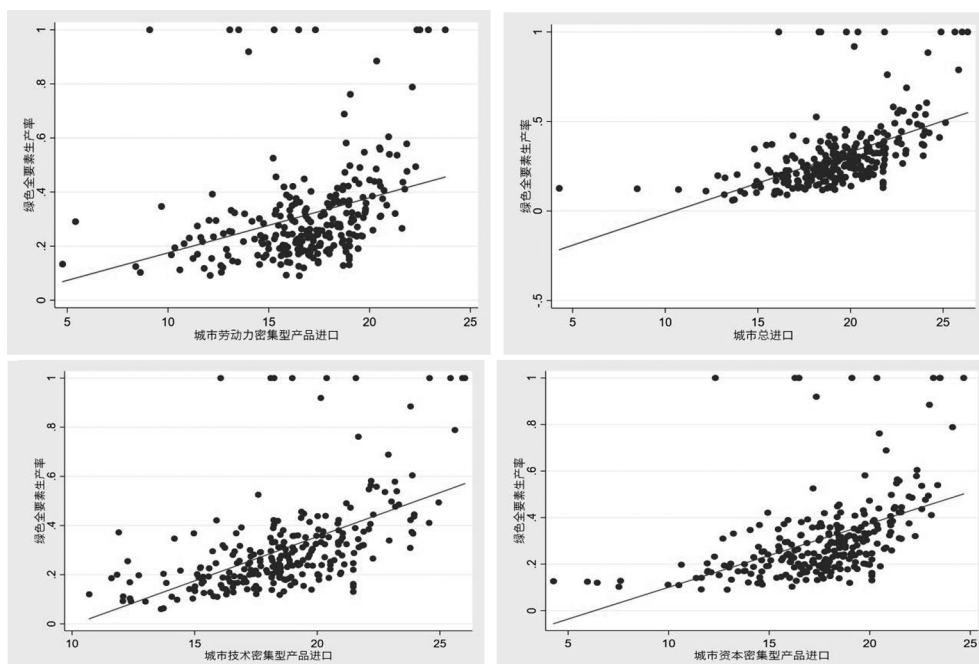


图1 城市进口与绿色全要素生产率的散点图

高质量的中间产品引进显著地提升了机械制造、通信制造业等工业制造业的技术进步和全要素生产率（李新等，2013；张翊等，2015；张杰等，2015；邢孝兵等，2018^[36]）。此外，进口开放还会促进国内和国外市场一体化，加剧企业竞争和减少市场扭曲，从而促进企业加强研发投入和价值链创新（谢贤君，2019）^[37]。

在控制变量方面，估计结果基本符合理论预期和经验研究结论。具体地，GDP的增长能够显著地提升城市绿色全要素生产率，这是因为城市经济发展水平对吸引人才和资本等生产要素起着重要作用。相反地，第二产业比值的的增长却对绿色全要素生产率有抑制作用，主要是由于工业企业的绿色转型升级尚未完成，工业污染物排放仍是城市污染的一大来源，从而对绿色全要素生产率造成不利影响。人力资本水平和政府财政支出的估计系数都显著为正，说明政府作用并非仅仅充当“守夜人”的角色，而是可以通过财政支出支持和产业政策指引提升绿色全要素生产率增长，成为一个“有为政府”。城市化水平的提高显著提升了绿色全要素生产率，这主要是城市化使得从配置效率低下的农业部门和农村地区流动到配置效率较高的城市地区和服务业部门，且城市规模扩大和城市群的形成还可以产生环境治理成本投入的规模效应和学习效应。用以表示对外开放度的外商直接投资对绿色全要素生产率的影响却并不显著，甚至有负面影响，这与景维民和张璐（2014）的研究结果一致，印证了外商直接投资在东道国的“污染天堂假说”，也进一步说明若在偏软的环境管制强度下，扩大进口比引进外资能更有效地提升绿色全要素生产率。

表2 城市进口对绿色全要素生产率的影响：基准回归检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
<i>lnimport</i>	0.008*** (3.003)	0.026*** (10.505)	0.023*** (9.301)	0.023*** (9.301)	0.023*** (9.206)	0.022*** (8.778)	0.023*** (8.959)	0.022*** (8.793)
<i>lnrgdp</i>		0.449*** (31.849)	0.485*** (31.054)	0.485*** (31.054)	0.485*** (31.014)	0.479*** (30.283)	0.479*** (30.337)	0.481*** (30.593)
<i>lnindustry</i>			-0.236*** (-4.643)	-0.236*** (-4.643)	-0.236*** (-4.639)	-0.234*** (-4.607)	-0.243*** (-4.774)	-0.218*** (-4.293)
<i>lnhuman</i>				0.024** (2.071)	0.024** (2.037)	0.022* (1.853)	0.023** (1.970)	0.019* (1.676)
<i>lnfdi</i>					0.004 (0.045)	0.006 (0.057)	-0.020 (-0.200)	0.004 (0.039)
<i>lnfic</i>						0.047** (2.440)	0.046** (2.373)	0.034* (1.760)
<i>lnlabor</i>							-0.047*** (-2.949)	-0.141*** (-4.942)
<i>lnurban</i>								0.309*** (4.025)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测量	3 738	3 738	3 738	3 738	3 738	3 738	3 738	3 738
adj. R ²	0.949	0.961	0.961	0.961	0.961	0.961	0.961	0.962

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%统计水平上显著；括号内为T检验统计值。

(三) 稳健性检验

基准回归模型中面板固定效应模型最小二乘法（OLS）估计可能存在内生性问题，一方面，城市进口与绿色全要素生产率之间可能存在反向因果关系，考虑到城市进口对城市就业和收入会造成一定的负面冲击，因而城市经济发展和生产率水平高的城市，更愿意主动扩大进口开放，更可能被上级政府优先选为进口开放的政策试点城市。例如，经济特区和前两批自贸区城市都是经济发展水平较高的城市。而一些经济发展水平和开放程度低的城市，其进口开放促进经济发展具有较高的潜力，从而也可能积极扩大进口开放，成为我国对外开放新高地，如最近在西部地区的城市优先设立自贸区，而经济发展水平居中的中部地区城市却无一被选中。另一方面，遗漏变量可能导致OLS低估城市进口变量的系数，尽管本文在基准回归模型中控制了地区效应、年份效应以及协变量，但仍然可能存在一些影响因素尚未被捕捉。例如，城市绿色全要素生产率水平与其自然地理特征、历史发展阶段和城市经济规模相关，而这些特征因素对城市进口开放的范围、速度和强度均会形成影响。为了降低内生性问题造成的估计偏误，本文尝试变换核心解释变量、选取不同样本、控制空间溢出效应和使用工具变量等多种方法策略，估计结果显示，城市进口变量的显著性未发生明显下降，系数值基本与基准回归结果保持一致，控制变量的估计系数也仍然符合理论预期和经验实证结果，具体结果见表3。

表3模型（1）估计结果显示，滞后一期的城市进口变量系数在1%水平下为0.021，该数值与表2模型（8）的结果十分接近，说明核心解释变量的估计结果基本不受到时滞效应和反向因果关系的影响。模型（2）在模型（1）基础上剔除

直辖市样本。长期以来,我国选择若干城市进行先行先试开放政策,而大城市由于有较高的生产率水平和对外开放的需求。对这些城市而言,进口开放作为外生性冲击的可能性相对更低。因此,在表3模型(2)中剔除了这些大城市样本,估计结果显示滞后一期的城市进口变量系数在5%水平下为0.018,系数值与基准模型的估计结果基本一致。模型(3)控制空间溢出效应,考虑到中国在2007年之后东部沿海地区向内地进行了产业转移,使得不同地区和城市间经济联系越发紧密,在这样的背景下,一个城市扩大进口有可能会通过产业链上下游联系影响其它城市对外开放发展,遗漏空间溢出效应会造成OLS估计偏误。借鉴Conley(2007)^[38]的做法,使用Spatial HAC模型控制绿色全要素生产率的空间溢出效应,表3模型(3)结果显示,滞后一期的城市进口变量估计系数在1%水平下为0.034,该结果说明空间溢出效应的存在会显著低估城市进口对绿色全要素生产率的提升作用。模型(4)使用动态面板模型系统距估计(SYS-GMM)以减轻内生性困扰,结果显示城市进口变量当前系数在1%水平下为0.010,绿色全要素生产率滞后一期也显著为正,说明城市绿色发展具有路径依赖特性;其次,参考吴晓怡等(2016)的做法,以城市进口变量的滞后一期作为工具变量,使用两阶段工具变量法的估计结果显示,模型(5)中进口开放变量的估计系数在1%水平下为0.020,十分接近基准回归估计结果。最后,考虑到中国进口开放度基本呈现从东部沿海向内陆地区逐渐降低的空间递减特征,使用城市到东部沿海最近的港口距离与年份的交互项作为工具变量,模型(6)的估计结果显示,城市进口变量的估计系数在1%水平下为0.032。

表3 城市进口对全要素绿色生产率的影响:内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	核心解释变量 滞后一期	剔除直辖市	控制空间 溢出效应	动态面板 GMM估计	滞后一期作为 工具变量	到邻近海港作 为工具变量
	OLS. FE	OLS. FE	Spatial HAC	SYS-GMM	2SLS. FE	2SLS. FE
<i>lnimport</i>				0.010*** (26.224)	0.020*** (7.665)	0.032*** (4.246)
L. <i>lnimport</i>	0.021*** (7.335)	0.018** (4.100)	0.034*** (6.324)	-0.010*** (-23.722)		
L. <i>lngtfp</i>				0.899*** (169.609)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测量	3 469	3 417	3 469	3 204	3 469	3 738
adj. R ²	0.965	0.964	0.938		0.965	0.500

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%统计水平上显著;括号内为T检验统计值。

(四) 异质性分析

鉴于我国东部、中部和西部地区三大区域经济发展和对外开放程度都存在明显差距,由此可导致进口开放对城市绿色全要素生产率水平的影响存在差异性,因而对这三大区域进行异质性分析,表4报告了相关结果。由表4可知,东部和中部地区进口开放变量的估计系数显著为正,分别为0.019和0.058,该结果说明东部和

中部两地城市扩大进口有利于提升绿色全要素生产率；西部地区城市进口变量的系数为负，但不显著，这说明进口对西部地区城市全要素生产率的影响并不明显。为了确定这种地区间的异质性结果是稳健可靠的，在表4的模型（4）—（6）中，滞后一期进口变量的系数值大小与模型（1）—（3）的系数值较为接近。进一步使用进口滞后一期作为工具变量进行估计，模型（7）和（8）的2SLS估计结果显示，东部地区和中部地区的估计结果与模型（1）—（6）中的结果十分接近；模型（9）估计结果的显示，西部地区城市进口的估计系数在5%水平下为-0.110，该结果表明OLS低估了进口对西部地区城市绿色全要素生产率的负面冲击。

导致进口开放对不同地区城市绿色生产率存在异质性影响的主要原因，与各地区经济规模、产业结构和市场竞争程度密切相关。东部地区经济发展水平高、第二产业规模大、市场竞争程度高，其进口开放会引致更多工业生产，在样本期内东部地区工业生产产生的废气污染物是我国雾霾污染形成的重要污染物来源。由于绿色全要素生产率不仅包含了工业产出这一期望产出，也考虑了环境污染物非期望产出。从而，东部地区在考虑两种产出情况下，与中部地区相比，进口开放引致的工业生产所产生的环境污染排放量显著高于中部和西部地区。中部地区在2007年后承接了大量东部地区的产业转移项目，使得中部地区扩大了中间品等产品进口，承接产业转移和进口开放两者共同驱动了中部地区绿色全要素生产率的显著提升。西部地区由于经济发展水平较低、区位优势不利、且西部地区内部一体化水平也相对较低。从新经济地理来看，当一个区域内部市场规模较小、一体化程度较低，其对对外开放往往会使得本地资本、劳动力和高级技能人才加速向中心地区集聚，从而不利于本地经济发展。

表4 城市进口对绿色全要素生产率的异质性影响（I）：地区开放水平

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	东部	中部	西部	东部	中部	西部	东部	中部	西部
	FE	FE	FE	FE	FE	FE	2SLS	2SLS	2SLS
<i>lnimport</i>	0.019*** (8.413)	0.058** (2.485)	-0.013 (-0.329)				0.017*** (7.453)	0.056** (2.216)	-0.110** (-2.253)
<i>L.lnimport</i>				0.018*** (7.092)	0.059** (2.112)	-0.111** (-2.151)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测量	1386	1456	894	1287	1352	830	1287	1352	830
adj. R ²	0.968	0.948	0.961	0.970	0.955	0.964	0.970	0.955	0.964

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%统计水平上显著；括号内为T检验统计值。

由于进口产品要素密集度不同对城市就业和收入的影响会存在显著差异，故可能因进口产品不同而存在差异。例如，劳动密集型产品主要是最终产品，其大规模进口会减少本地工作岗位，对地区经济产出产生一定的冲击；与劳动密集品相比，资本和技术密集型产品进口会促进企业生产技术水平提高，因此对增加经济产出和

减少环境污染物排放的影响都更加明显。从进口开放作用途径和中国进口开放的现实情况来看,对不同产品密集程度产生的异质性问题都有必要进行分析,本文进一步考虑进口产品要素密集程度的异质性问题,表5报告了相关回归结果。表5中模型(1) — (3)汇报了三类产品分样本估计结果,结果显示进口变量的估计系数都在1%水平下显著为正,其中技术密集型产品、资本密集型产品和劳动密集型产品的估计系数分别为0.029、0.087和0.308,这说明不同要素密集度的产品进口对绿色全要素生产率的影响存在显著的差异性。在表5中,模型(4) — (6)将核心解释变量滞后一期,模型(7) — (9)则使用核心解释变量滞后一期作为工具变量,结果都显示,三种要素密集度变量的估计系数依然显著为正,且系数值变化较小,说明要素实证结果比较稳健。

表5 城市进口对绿色全要素生产率的异质性影响(II):要素密集程度

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	技术 FE	资本 FE	劳动 FE	技术 FE	资本 FE	劳动 FE	技术 2SLS	资本 2SLS	劳动 2SLS
<i>lnimport</i>	0.029*** (9.174)	0.087*** (5.650)	0.308*** (7.210)				0.025*** (7.670)	0.132*** (7.608)	0.377*** (7.637)
<i>L. lnimport</i>				0.026*** (7.623)	0.080*** (4.818)	0.324*** (6.338)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测量	3 736	3 736	3 736	3 469	3 469	3 469	3 469	3 469	3 469
adj. R ²	0.962	0.961	0.961	0.965	0.965	0.965	0.965	0.965	0.965

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%统计水平上显著;括号内为T检验统计值。

(五) 进一步讨论

进一步从污染减排和技术进步两个方面讨论进口贸易对城市绿色生产率的影响途径,本文选取城市PM_{2.5}污染浓度、城市创新指数作为被解释变量重新回归,表6报告了相关结果。具体来看,为了明确各种进口产品起到的具体作用,模型(1) — (3)展示了三种产品进口开放对雾霾浓度影响的估计系数,对比发现,劳动密集型和资本密集型两种产品进口的估计系数并不显著,而技术密集型产品进口在1%水平下为-0.004,说明进口开放每增加1%可以减少0.4%雾霾污染物排放。同时,模型(7)也显示,雾霾浓度的估计系数在1%为-0.111,说明减少污染雾霾可以促进全要素绿色生产率提升。总的来说,城市进口主要是通过技术密集型产品进口降低城市污染物排放渠道来提升全要素绿色生产率。模型(4) — (5)显示仅有技术要素密集型产品进口变量的系数都显著为正,说明进口技术密集型含量越高的产品越利于减少雾霾污染。模型(8)显示,在绿色全要素生产率方程中,城市创新变量的系数在1%水平为0.001,验证了城市创新能力提高是进口开放促进绿色生产率提高的作用机制。

表6 城市进口对绿色全要素生产率作用途径：污染减排和技术进步

变量	雾霾浓度			创新水平			绿色生产率	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	技术	资本	劳动	技术	资本	劳动		
<i>lnimport</i>	-0.004*** (-2.689)	-0.001 (-0.415)	0.001 (0.329)	0.374* (1.898)	-0.050 (-0.253)	-0.063 (-0.297)		
机制变量							-0.111*** (-6.903)	0.001*** (7.450)
观测量	3 697	3 635	3 393	3 498	3 442	3 216	3 708	3 469
adj. R ²	0.950	0.951	0.951	0.466	0.465	0.463	0.961	0.965

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%统计水平上显著；括号内为T检验统计值。

四、结论

本文从城市层面探讨了进口贸易对城市绿色生产率的影响，从经济活动的产出角度构建了进口贸易影响绿色全要素生产率的作用途径，基于2000—2013年的面板数据展开分析。研究发现：第一，2000—2013年，中国城市产品进口开放水平不断提高，其中技术和资本密集型产品进口的速度和强度更高；同期，绿色全要素生产率水平长期在低位波动，且2007年后呈现一定的下降趋势，从东部地区向西部地区梯次下降。第二，城市进口有利于绿色全要素生产率增长，特别是资本和技术品进口的提升作用十分明显，但目前这一作用并未在西部城市显现。第三，其作用途径主要有两条，一是进口开放可以减少本国高耗能和高污染产品生产所形成污染物排放量，二是进口开放通过加剧本土竞争，促使城市和企业更加注重技术研发，提高创新能力。

基于主要研究结论，本文提出以下政策建议。第一，积极主动扩大进口，着力推动进出口贸易平衡，但在政策实施过程中应注意时序安排、空间差异和产业选择，并防范相关风险。第二，考虑到西部地区经济发展基础和抵御外部冲击的能力相对较弱，且相对薄弱的经济基础和复杂的地理环境，需要加大该地区对外开放的政策支持，特别是依托“一带一路”发展倡议激活西部地区在“向西开放”中的重要作用。第三，相较于劳动密集型产品进口，资本和技术密集型产品进口对提升绿色全要素生产率的作用更加明显，为此需要进一步加大高新技术产品的进口，并优化进口商品结构，积极促进其溢出效应的发挥。

[参考文献]

- [1] 简泽, 张涛, 伏玉林. 进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入WTO的一个自然实验[J]. 经济研究, 2014, 49(8): 120-132.
- [2] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. The Economic Journal, 2015, 125(585): 943-988.
- [3] 张杰, 郑文平, 陈志远. 进口与企业生产率——中国的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(3): 1029-1052.
- [4] FENG L, LI Z, SWENSON D L. The Connection between Imported Intermediate Inputs and Exports: Evidence

- from Chinese Firms [J]. *Journal of International Economics*, 2016 (101): 86-101.
- [5] 钱学锋, 王备. 中间投入品进口、产品转换与企业要素禀赋结构升级 [J]. *经济研究*, 2017, 52 (1): 58-71.
- [6] YASAR M. Imported Capital Input, Absorptive Capacity and Firm Performance: Evidence from Firm - Level Data [J]. *Economic Inquiry*, 2013, 51 (1): 88-100.
- [7] 陈维涛, 严伟涛, 张国峰. 贸易开放、进口竞争与中国工业行业生产率 [J]. *经济学家*, 2017 (8): 40-48.
- [8] 毛其淋, 盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化 [J]. *经济研究*, 2013, 48 (4): 16-29.
- [9] 周开国, 闫润宇, 杨海生. 供给侧结构性改革背景下企业的退出与进入: 政府和市场的作用 [J]. *经济研究*, 53 (11): 81-98.
- [10] TONE K, TSUTSUI M. Network DEA: A Slacks-based Measure Approach [J]. *European Journal of Operational Research*, 2009, 197 (1): 243-252.
- [11] CHUNG Y H, FARE R, GROSSKOPF S. Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach [J]. *Microeconomics*, 1997, 51 (3): 229-240.
- [12] 胡鞍钢, 郑京海, 高宇宁, 等. 考虑环境因素的省级技术效率排名 (1999-2005) [J]. *经济学 (季刊)*, 2005, 7 (3): 933-960.
- [13] 陈诗一. 中国的绿色工业革命——基于环境全要素生产率视角的解释 (1980-2008) [J]. *经济研究*, 2010, 45 (11): 21-34+58.
- [14] 陈诗一. 中国各地区低碳经济转型进程评估 [J]. *经济研究*, 2012, 47 (8): 32-44.
- [15] ZHANG B, TIAN X. Economic Transition under Carbon Emission Constraints in China: An Evaluation at the City Level [J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2019, 55 (4): 1-14.
- [16] FARE R, GROSSKOPF S. Directional Distance Functions and Slacks-Based Measures of Efficiency: Some Clarifications [J]. *European Journal of Operational Research*, 2010, 200 (1): 320-322.
- [17] 景维民, 张璐. 环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步 [J]. *经济研究*, 2014, 49 (9): 34-47.
- [18] GROSSMAN G M, HELPMAN E. Trade, Knowledge Spillovers and Growth [J]. *European Economic Review*, 1991, 35 (3): 517-526.
- [19] CORE D, HELPMAN E. International R&D Spillover [J]. *European Economic Review*, 1995 (39): 859-887.
- [20] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [21] MELITZ M J, OTTAVIANO G L P. Market Size and Productivity [J]. *Review of Economic Studies*, 2008, 75 (1): 295-316.
- [22] BRODA C, WEINSTEIN D E. Globalization and the Gains from Variety [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121 (2): 541-585.
- [23] AMITI M, KONINGS J. Trade Liberalization, Intermediate Inputs and Productivity: Evidence from Indonesia [J]. *American Economic Review*, 2007, 97 (97): 1611-1638.
- [24] HALPERN L, KOREN M. Pricing to Firm: an Analysis of Firm and Product Level Import Prices [J]. *Review of International Economics*, 2007, 15 (3): 574-591.
- [25] HALPERN L, KOREN M, SZEIDL A. Imported Inputs and Productivity [J]. *American Economic Review*, 2015, 105 (12): 3660-3703.
- [26] 张翊, 陈雯, 骆时雨. 中间品进口对中国制造业全要素生产率的影响 [J]. *世界经济*, 2015, 38 (9): 107-129.
- [27] LIU Q, QIU L D. Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 103 (10): 166-183.
- [28] CHEN Z, ZHANG J, ZHENG W. Import and Innovation: Evidence from Chinese Firms [J]. *European Economic Review*, 2017, 94 (5): 205-220.

- [29] LOOF H, ANDERSSON M. Imports, Productivity and Origin Markets: The Role of Knowledge-intensive Economies [J]. *World Economy*, 2010, 33 (3): 458-481.
- [30] 李新, 陈勇兵, 王书飞. 进口、出口与生产率——基于中国制造业微观企业的实证分析 [J]. *财贸经济*, 2013 (12): 101-111+131.
- [31] 吴晓怡, 邵军. 进口开放对中国制造业能源效率的影响——基于关税减让的实证分析 [J]. *财贸经济*, 2016 (6): 82-96.
- [32] 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.
- [33] ZHOU C, WANG S. Examining the Determinants and the Spatial Nexus of City-level CO₂ Emissions in China: A Dynamic Spatial Panel Analysis of China's Cities [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 171 (1): 917-926.
- [34] MENG L, GRAUS W, WORRELL E, et al. Estimating CO₂ Emissions at Urban Scales by DMSP/OLS Night-time Light Imagery: Methodological Challenges and a Case Study for China [J]. *Energy*, 2014, 71 (4): 468-478.
- [35] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展 [J]. *经济研究*, 2018, 53 (2): 20-34.
- [36] 邢孝兵, 徐洁香, 王阳. 进口贸易的技术创新效应: 抑制还是促进 [J]. *国际贸易问题*, 2018 (6): 11-26.
- [37] 谢贤君. 要素市场扭曲如何影响绿色全要素生产率——基于地级市经验数据研究 [J]. *财贸研究*, 2019 (6): 36-46.
- [38] CONLEY T G, MOLINARI F. Spatial Correlation Robust Inference with Errors in Location or Distance [J]. *Journal of Econometrics*, 2007, 140 (1): 76-96.

(责任编辑 蒋荣兵)

Import and the Green Transformation Development of Chinese Cities —A Study Based on Green Total Factor Productivity

SHAO Jun SHI Zhenkai ZHU Junming

Abstract: As China's foreign trade has developed into a new stage, greater import openness is not only a strategic choice for China's development in the new era, but also an important measure to achieve high-quality economic development. On the basis of discussing the impact of importation on green productivity, this paper incorporated air pollutants, carbon dioxide and energy consumption into the production function, and calculated urban green total factor productivity through the dynamic SBM model. It then estimated the influence of expanding importation on urban green total factor productivity based on the panel data of Chinese cities from 2000 to 2013. The study results indicate that the overall level of green total factor productivity in Chinese cities is low, showing a fluctuating downward trend and a spatial distribution of high east and low west. The impact of importation on urban green productivity is more pronounced in the eastern and central regions, while the western region is not significant. In addition, the higher the technical content of imported products, the more significant the promotion effect.

Keywords: Import; Green Total Factor Productivity; Dynamic SBM Model