# 国内市场整合与绿色全要素生产率*

## ——非线性关系及门槛效应检验

吕有金[a]，高　波[a]，孔令池[b]

（南京大学：a. 经济学院；b. 长江产业经济研究院，南京 210093）

**摘　要：** 基于 2000－2018 年省际面板数据，利用 Malmquist－Luenberger 指数对绿色全要素生产率进行测算，并采用固定效应模型和面板门槛模型实证检验了国内市场整合对绿色全要素生产率的影响。结果表明：中国绿色 ML 指数总体呈上升态势，其得益于绿色技术进步的提高，且存在东中西递减的空间格局；市场整合通过规模效应、竞争效应以及配置效应，对绿色全要素生产率产生“U”型非线性影响；异质性检验表明市场整合与绿色全要素生产率在东部地区表现为正向线性关系，而在中西部和资源禀赋较低地区呈现“U”型非线性关系；门槛效应检验结果说明在金融发展、人力资本以及科技创新较高的条件下，市场整合才能更加显著的促进绿色全要素生产率的提升。

**关键词：** 国内市场整合；绿色全要素生产率；非线性；门槛效应

**中图分类号：** F124；X22　　**文献标识码：** A　　**文章编号：** 1006－2912（2021）08－0019－12

### 一、引言与文献综述

十九大报告提出加快生态文明体制改革，建设美丽中国，坚持绿色发展不仅能够满足人民日益增长的生态环境需要，也是我国经济高质量发展的重要内容。改革开放以来，经济高速增长的同时，生态破坏和环境污染等问题接踵而至，工业废水、废气以及雾霾等污染物排放量持续攀升，《中国生态环境状况公报 2019》显示，全国 337 个地级及以上城市中，180 个城市环境空气质量超标，占比为 53.4%，而且能源结构不合理以及能源利用效率低下问题也较为突出，据统计，中国的煤炭消费占能源消费总量的比重长期维持在 60% 以上。此外，我国经济正处于转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期，推动效率变革成为高质量发展的主线。通常来说，绿色全要素生产率的提高能够实现经济绩效和环境绩效的“双赢”，因此，在环境和经济的双重压力下，如何有效促进绿色全要素生产率的提升成为高质量发展的关键。

有研究将环境治理的低效率归因于地方政府在环境治理上的“逐底竞争”行为（李强和李新华，2020）[1]，即地方政府为了吸引资金、技术等资源竞相降低环境规制标准，造成环境恶化。实际上，在我国经济转型过程中，与之相互伴随的还有区域市场分割，改革开放以后，中央政府对地方政府进行放权让利改革，包括下放财政权和税收权、投融资权限以及企业管理权限，虽然行政分权有助于调动地方发展的积极性，然而这一过程也直接造成了地方保护和市场分割。市场分割是地方政府从本地经济利益出发，采取行政手段限制要素和商品的自由流动，这不仅导致经济运行机制的扭曲，也不利于要素资源的优化配置，从而对绿色全要素生产率产生负面影响。值得注意的是，市场分割是我国经济

作者简介：吕有金（1990－），男，安徽天长人，南京大学经济学院博士研究生，研究方向：城市经济与环境经济；高波（1962－），男，江苏泰兴人，南京大学经济学院教授、博士生导师，研究方向：中国经济发展；孔令池（1990－），男，江苏南通人，南京大学长江产业经济研究院助理研究员、经济学博士，研究方向：产业与区域经济发展。

*　基金项目：国家自然科学基金青年项目“我国城市群协同创新网络研究：结构特征、形成机制与绩效评估”（72003087），项目负责人：孔令池；国家社会科学基金一般项目“供给侧结构性改革下生产性服务业发展动能转换研究”（17BJL081），项目负责人：原小能。



(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

体制转型过程中的产物，随着我国社会主义市场经济体制的不断完善，地区间市场整合程度也在逐渐提高（孔令池，2019）[2]。十八届三中全会明确提出使市场在资源配置中决定性作用，十九大报告也强调“要素自由流动、价格反映灵活”等要求，此外，《中共中央　国务院关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》指出需要健全市场一体化发展机制，推动区域市场一体化建设。在上述背景下，按照建设统一、开放、竞争、有序的市场体系要求，我国的京津冀、长三角、粤港澳以及长江经济带等区域经济一体化建设开展的如火如荼。本文认为，市场整合是与市场分割相对应的概念，从要素、产业及区域合作的三个特征来看，市场整合可以有效降低市场壁垒，促进要素自由流动，实现资源的合理利用和有效配置，同时，市场整合也加快了产业的集聚和扩散，在地区间产业合理分工的基础上，理性合作的利益逐步显现，最终增强了区域间合作机制的形成。那么，市场整合是否有助于绿色全要素生产率的提高？两者存在怎样的关系？地区禀赋特征是否会对两者的关系产生一定的调节作用？上述问题的回答对于实现国内统一市场建设以及绿色经济增长具有重要的现实意义。

“绿色经济”一词最早来源于经济学家皮尔斯1989年出版的《绿色经济蓝皮书》，即一种实现可持续发展的经济形式。2011年，《迈向绿色增长》一书明确给出了绿色经济增长的含义：在促进经济增长及发展的同时，确保自然资产能不断提供人类福祉不可或缺的资源和环境服务。本文认为，绿色全要素生产率能够兼顾经济效率和环境保护，从而在一定程度上能够反映绿色经济增长。绿色全要素生产率是对传统全要素生产率的修正，是将环境污染作为非期望产出纳入到经济增长效率的核算过程中，使其反映出经济的绿色发展程度。学者们围绕绿色全要素生产率的提升路径进行了一系列探讨，主要集中在产业结构（韩晶等，2019）[3]、环境规制（原毅军和谢荣辉，2016）[4]、对外贸易（李光龙和范贤贤，2019）[5]等方面，鲜有研究直接分析市场整合或市场分割与绿色全要素生产率的相互关系。从相关文献来看，学者们主要从环境污染和生产率视角间接分析了市场整合对绿色全要素生产率的影响。

从市场整合与环境污染的关系来看，Li和Lin（2017）认为区域一体化对能源和二氧化碳排放绩效具有显著的积极影响，从而有利于环境质量改善[6]。陆远权和张德钢（2016）从市场分割视角进一步验证了这一说法，即分割的市场环境会加剧碳排放，市场整合有利于降低污染[7]。然而，张可（2019）认为市场整合与环境污染之间存在倒“U”型关系，即低水平的市场整合加剧污染，超过一定临界值后，市场整合水平的提高才能够显著降低环境污染[8]。此外，也有学者发现国家层面的贸易自由化可能会触发策略性环境政策，从而造成全球性污染排放的增加（Anouliès，2016）[9]。从市场整合与生产率的关系来看，大体上存在两种观点：一是认为市场整合能够促进生产效率的提升，毛其淋和盛斌（2012）认为区域市场整合能够显著促进省际全要素生产率的提高[10]。王晓芳等（2019）发现市场整合主要是在经济规模、人力资本积累以及要素匹配效应的作用下促进了技术进步[11]。此外，也有学者基于市场分割视角，发现市场分割降低一个标准差水平，将会使得制造业TFP上升0.85%（申广军和王雅琦，2015）[12]。二是认为市场整合与生产率之间存在非线性关系。徐保昌和谢建国（2016）认为较低水平的市场分割能够促进企业生产率提升，而强度过高的市场分割则会对生产率产生阻碍作用[13]。黄赜琳和姚婷婷（2020）基于市场竞争、需求规模和技术溢出的中介传导机制，认为市场分割与地区生产率之间存在倒“U”型关系[14]。

已有研究为本文提供了诸多借鉴与参考，然而现有研究大多直接分析市场整合与环境污染或生产效率之间的关系，缺乏对绿色全要素生产率的探讨。本文认为市场整合与绿色全要素生产率之间存在倒“U”的非线性关系，为了更好的越过拐点，发挥市场整合的正向促进作用，需要加快地区的金融发展、人力资本以及科技创新建设。对此，本文可能的贡献在于：（1）将环境质量与生产效率纳入统一框架，从规模效应、竞争效应以及配置效应三个视角分析市场整合对绿色全要素生产率的影响，并提出两者之间存在“U”型非线性关系；（2）按照地理区位和资源禀赋差异进行样本划分，对市场整合影响绿色全要素生产率的地区异质性进行分类分析。（3）借助面板门槛模型，检验金融发展、人力资本以及科技创新对两者非线性关系的调节作用。

## 二、理论机制分析

通常来说，国内市场整合能够通过规模效应、竞争效应和配置效应对绿色全要素生产率产生影响。

规模效应是指市场整合扩大了市场规模，提高了分工深度，从而影响绿色全要素生产率。“市场范围”假说认为市场规模的扩大有助于分工深化，一



(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

方面通过专业化人力资本的持续积累，释放劳动者的积极性和创造性，促进生产效率的提升（冯伟和卞家涛，2014）[15]，另一方面，专业化分工可以对污染物进行集中处理，提高污染治理效率，降低对环境的损害。此外，根据“需求所引致的创新”理论，较大的市场需求规模和有效的消费支付能力使得微观企业的研发活动能够得到足够的收益回报和补偿空间（Zweimüller and Brunner，2005）[16]。因此，随着市场整合带来有效需求的迅猛增长，企业将有更大的动力进行研发活动，从而为地区的科技创新提供一个良性循环的内生激励，不断提升地区的创新能力，有助于绿色全要素生产率的提高。

竞争效应是指市场整合降低了地方保护，提升了竞争强度，从而影响绿色全要素生产率。地方保护通过设置行业壁垒、企业垄断以及各种进入障碍等措施，限制了外地企业进入本地市场，弱化了本地企业所面临的市场竞争环境。在低强度的市场竞争下，企业难以根据市场需求变化、技术发展趋势以及产业生命周期等及时调整自身的发展方向与竞争策略，同时企业也较少愿意参与高投入、高风险的绿色创新研发活动，助长了企业的“创新惰性”（胡彬和万道侠，2017）[17]。然而，在市场整合下，地区间的竞争强度得以提高，在技术变迁过程中，市场竞争具有创造性和破坏性功能，创造性功能通过推动微观企业研发投入的增加，促进技术创新；破坏性功能则通过不断压缩低技术产业的市场份额，使得资源逐步配置到高技术产业中，实现技术升级（简泽等，2017）[18]。在以上过程中，整个地区的产业结构得以合理化和高级化，均有助于绿色全要素生产率的提高。

配置效应是指市场整合促进了要素流动，优化了资源配置，从而影响绿色全要素生产率。分割的市场环境往往造成要素价格扭曲，使得低效率企业通过要素投入便可以获取利润，从而不断加大投资规模，落后产能无法退出市场，不仅制约了地区生产效率的提升，而且也会加剧地区的环境污染（郑洁等，2018）[19]，此外，能源价格剪刀差往往导致能源资源的过度使用，降低了能源利用效率（魏楚和郑新业，2017）[20]。市场整合使得各种要素在更大的区域范围内自由流动，在价格机制的引导下，基于效率优先和优胜劣汰的原则，不断向优质高效的企业流动，不仅提高了在位企业的生产效能，而且对微观企业的进入和退出行为产生影响，使得落后产能得以淘汰。

然而，国内市场整合与绿色全要素生产率之间可能不仅仅是简单的线性关系，事实上，随着国内市场整合程度的逐步提升，不同地区面临的影响是不同的。首先从规模效应来看，单个区域的规模经济往往意味着产业的空间集聚以及生产规模的扩大，在市场整合水平较低时，由于要素资源的流动依然不够完善，短期内的规模扩大往往会带来大量的重复建设，反而使得地区的污染排放迅速增加，随着市场整合水平的逐步提高，资源配置方式更加优化，规模经济效应才能够得到有效发挥。其次从竞争效应来看，市场整合水平较低时，原本受到地方保护的本地企业可能面临外地优质企业的短期负向冲击，即市场开放下的激烈竞争侵蚀了本地企业的利润，降低了企业研发投入的资金来源。随着市场整合水平的逐步提高，本地企业逐步摆脱低水平的竞争环境，主动参与高投入、高风险的绿色研发创新活动，提高绿色全要素生产率。最后从配置效应来看，分割的市场环境造成劳动力、资本以及土地等要素价格的长期扭曲，短期内的市场整合可能会对企业赖以生存的低成本环境产生一定的负向影响，长期来看，要素资源在更大范围内的优化配置，低效率企业逐步退出市场或者被兼并重组，提升地区的生产效率。

综合以上分析，尽管国内市场整合可以通过规模效应、竞争效应及配置效应提升绿色全要素生产率，但是短期内来看，市场整合可能会对总体上的绿色全要素生产率产生抑制作用，即两者之间表现为“U”型非线性特征。

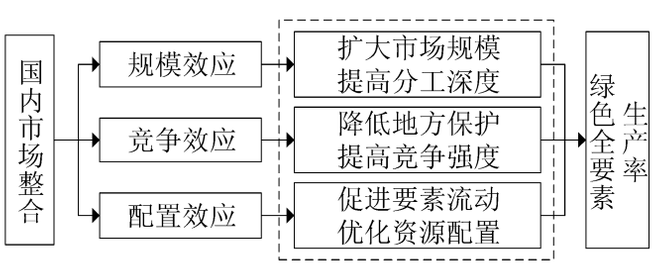


**图1　理论分析框架**



(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

## 三、绿色全要素生产率的测度与分析

### （一）测算方法

绿色全要生产率的测算需要考虑到期望产出的增加和非期望产出的减少，然而传统的 Malmquist 指数并没有考虑到非期望产出。对此，Chung 等将方向性距离函数与 Malmquist 指数结合，提出了用于解决非期望产出的 Malmquist - Luenberger（ML）指数模型（Chung et al，1997）[2]。假设经济活动的投入为 $x \in R^N$，期望产出为 $y \in R^M$，非期望产出为 $b \in R^I$，则方向性距离函数可以表示为：

$$\overrightarrow{D_0^t}(x^t, y^t, b^t; g) = \sup\{\beta : (y^t, b^t) + \beta g \in p^t(x^t)\} \tag{1}$$

其中，$g = (y, -b)$ 为方向性向量，即期望产出和非期望产出的增减方向。$p^t(x^t)$ 为生产可能性集合。$\beta$ 为在期望产出最大化而非期望产出最小化的完全效率状态。

根据上述的方向性距离函数，可以得到 ML 指数及其分解项：

$$ML_t^{t+1} = \left\{ \frac{1 + \overrightarrow{D_0^t}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{1 + \overrightarrow{D_0^t}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \times \frac{1 + \overrightarrow{D_0^{t+1}}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{1 + \overrightarrow{D_0^{t+1}}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \right\}^{1/2} \tag{2}$$

$$MLEC_t^{t+1} = \frac{1 + \overrightarrow{D_0^t}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{1 + \overrightarrow{D_0^t}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \tag{3}$$

$$MLTC_t^{t+1} = \left\{ \frac{1 + \overrightarrow{D_0^{t+1}}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)}{1 + \overrightarrow{D_0^t}(x^t, y^t, b^t; y^t, -b^t)} \times \frac{1 + \overrightarrow{D_0^{t+1}}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})}{1 + \overrightarrow{D_0^t}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; y^{t+1}, -b^{t+1})} \right\}^{1/2} \tag{4}$$

其中，$ML_t^{t+1} = MLEC_t^{t+1} \times MLTC_t^{t+1}$，ML 指数反映的是绿色全要素生产率的环比增长率，若 ML 指数大于 1，表明绿色全要素生产率处于上升状态，若 ML 指数小于 1，则表明绿色全要素生产率处于下降状态。MLEC 和 MLTC 分别表示绿色技术效率和绿色技术进步。

### （二）指标选取

本文以劳动力、资本存量以及能源消耗作为投入指标，地区生产总值作为期望产出，环境污染作为非期望产出。具体处理如下：①劳动力。采用历年全社会从业人员数来表示。②资本存量。根据永续盘存法来计算。公式为 $K_t = I_t + (1 - \delta) K_{t-1}$，其中，$K_t$ 为第 t 年的资本存量；$I_t$ 为第 t 年的资本形成总额，并利用固定资产投资价格指数平减到 1990 年的不变价；$\delta$ 为资本折旧率，这里取 9.6%；基期的资本存量采用 1990 年的资本形成总额除以 10% 得到。③能源消耗。采用能源消费总量折算成万吨标准煤来表示。④期望产出。采用以 1990 年为基期的实际 GDP 来表示。⑤非期望产出。选取工业废水、工业二氧化硫和一般工业固体废弃物来表示。

### （三）绿色全要素生产率的时空演变特征

从时序变迁来看，ML 指数在样本期间的均值为 1.0232，表明绿色全要素生产率总体上上呈上升态势。但 ML 指数的波动性特征也较为明显（见图 2），其中，2003 - 2005 年，ML 指数持续下降，且均小于 1，说明这一时期绿色全要素生产率不断下降，究其原因可能在于入世以来，以高污染、高能耗、高排放为特征的粗放型增长方式成为工业化的主导模式。2007 - 2012 年，ML 指数尽管受到金融危机的短暂影响（2009 年 ML 指数小于 1），但总体上 ML 指数均大于 1，说明这一时期绿色全要素生产率不断上升，一方面可能得益于“十一五”规划期间对二氧化硫等污染排放量削减目标的制定，另一方面也得益于产业结构的优化升级，特别是根据国家产业政策和环保法规，对落后工业、设备和企业加大了淘汰力度。值得注意的是，2012 年以后，ML 指数出现较大幅度的增加，不难理解，十八大以来，随着生态文明建设被纳入“五位一体”总布局，美丽中国建设的提出等，中国经济出现了如下变化，一是发展方式从追求规模速度转向追求质量效率，二是产业结构由中低端水平逐步向中高端水平迈进，三是增长动力由要素驱动逐渐转向创新驱动，四是资源配置由政府主导转向市场主导。从 ML 指数的分解结果来看，2000 - 2018 年绿色技术效率指数的均值为 1.0028，绿色技术进步指数的均值为 1.0260，且绿色技术进步指数仅仅在 2000 年、2001 年、2005 年以及 2011 年小于 1，其余年份均大于 1。因此，可以认为绿色技术进步是中国绿色 ML 指数增长的主要原因。

从空间差异来看，东部、中部及西部地区绿色 ML 指数的均值分别为 1.0388、1.0231 和 1.0076，说明 ML 指数存在明显的东中西依次递减的空间格局。ML 指数在东部地区相对较高的可能原因有：一是从工业化进程来看，东部地区已经进入后工业化阶段，



(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

而中西部地区仍然处在工业化阶段，其经济发展模式以高污染、高能耗、高投入为主。二是从技术水平来看，东部地区的创新水平以及人力资本积累均高于中西部地区，使得其能够采用更有效的生产技术以及更加清洁的绿色技术，从而获得较高的 ML 指数。三是从对外开放程度来看，东部地区汇聚了大量优质跨国企业，不仅带来先进的管理技术，也带来了更加环保的绿色技术。

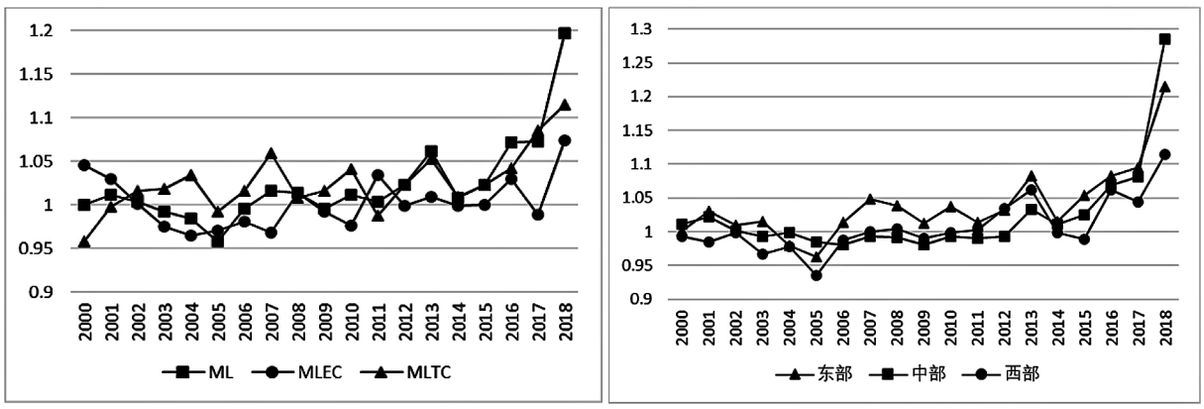


图 2　绿色全要素生产率的时空演变

## 四、模型设定、变量选取与数据说明

### （一）模型设定

为了验证国内市场整合与绿色全要素生产率之间的非线性关系，本文构建了同时包含市场整合一次项和二次项的非线性模型：

$$\ln gtfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln mi_{it} + \beta_2 \ln mi_{it}^2 + \beta_3 \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中，i 为省份，t 为年份；gtfp 为绿色全要素生产率；mi 为国内市场整合指数；X 为控制变量；$\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。

为了对门槛效应进行检验，本文借鉴 Hansen（1999）[22] 的方法，构建如下面板门槛模型：

$$\begin{aligned} lngtfp_{it} = {} & \beta_1 \ln mi_{it} \cdot I(\ln q_{it} \le \gamma_1) + \beta_2 \ln mi_{it} \cdot I(\gamma_1 < \ln q_{it} \le \gamma_2) + \cdots + \beta_n \ln mi_{it} \cdot I(\gamma_{n-1} < \ln q_{it} \le \gamma_n) + \\ & \beta_{n+1} \ln mi_{it} \cdot I(\ln q_{it} > \gamma_n) + \theta \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

其中，q 为门槛变量，包括市场整合、金融发展、人力资本以及科技创新；$\gamma$ 为门槛值；$I(\cdot)$ 为指示函数。其他符号的含义同上。

### （二）变量选取

1. 被解释变量。绿色全要素生产率（gtfp）。鉴于 ML 指数反映的是绿色全要素生产率的环比增长率，因而假定 1999 年的 gtfp 为 1，然后将各个年份的 ML 指数进行累乘，以此得到 2000－2018 年的绿色全要素生产率。

2. 核心解释变量。国内市场整合（mi）。借鉴盛斌和毛其淋（2011）[23] 的测算方法，计算步骤如下：①构建三维面板数据，采用 2000－2018 年中国 30 个省市 9 类商品（粮食、饮料烟酒、服装鞋帽、文化体育、日用品、药品、书报、燃料、建材）的零售价格指数，构建包括时间 t、地区 m 和商品 k 的三维（t × m × k）面板数据；②计算相对价格绝对值，$|\Delta Q_{ijt}^k| = |\ln(P_{it}^k/P_{jt}^k) - \ln(P_{it-1}^k/P_{jt-1}^k)| = |\ln(P_{it}^k/P_{it-1}^k) - \ln(P_{jt}^k/P_{jt-1}^k)|$，$P_{it}^k$ 为地区 i 时期 t 商品 k 的零售价格指数；③去均值，$q_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - \overline{|\Delta Q_{ijt}^k|} = (a^k - \overline{a^k}) + (\varepsilon_{ijt}^k - \overline{\varepsilon_{ijt}^k})$，$\overline{|\Delta Q_{ijt}^k|}$ 为 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 在 $m \times (m-1)/2$ 组相邻省市之间的均值，$a^k$ 仅仅与商品种类有关，$\varepsilon_{ijt}^k$ 与地区 i 和 j 的市场环境相关；④计算市场分割，$q_{ijt}^k$ 的方差表示为 $\mathrm{var}(q_{ijt}^k)$，将 $19 \times 30 \times 9$ 对地区组合的相邻方差按照省市合并，得到各省市的市场分割指数 $[\sum_{i \ne j} \mathrm{var}(q_{ijt}^k)]/N$，$N$ 表示相邻省市的个数；⑤计算市场整合，以市场分割指数的倒数开平方表示市场整合程度。

3. 门槛变量。金融发展（fd）采用贷款余额占 GDP 比重表示；人力资本（hc）采用高等学校在校生数占总人口比例表示；科技创新（rd）采用研发经费内部支出占 GDP 比重表示。

4. 控制变量。产业结构（is）采用第二产业总产值占 GDP 比重表示；环境规制（er）采用环境污染治理投资占 GDP 比重表示；外商直接投资（fdi）采用外商直接投资占 GDP 比重表示；城镇化（urban）采用城镇人口占总人口比重表示；能源消费结构（ec）采用煤炭消费量占能源消费总量比重表示。

### （三）数据来源及描述性统计

本文选取了 2000－2018 年中国 30 个省市自治区的面板数据为样本。所有数据来源于《中国统计年鉴》、《中国环境年鉴》、《中国能源统计年鉴》以及 Wind 数据库。个别年份的缺失数据采用各个省份的统计年鉴数据进行补齐。变量的描述性统计见表 1。



(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表1　变量的描述性统计结果

| 变量 | 观测数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|---|
| gtfp | 570 | 1.0232 | 0.1017 | 0.5373 | 2.5494 |
| mi | 570 | 73.0587 | 24.6068 | 19.4557 | 135.5917 |
| fd | 570 | 1.1757 | 0.3994 | 0.5372 | 2.5847 |
| hc | 570 | 151.1187 | 71.8219 | 21.2548 | 356.4824 |
| rd | 570 | 0.0131 | 0.0105 | 0.0015 | 0.0617 |
| is | 570 | 0.4595 | 0.0796 | 0.1863 | 0.6150 |
| er | 570 | 1.3166 | 0.6542 | 0.3000 | 4.2400 |
| fdi | 570 | 0.4360 | 0.5267 | 0.0473 | 5.7054 |
| urban | 570 | 0.5009 | 0.1549 | 0.1389 | 0.8960 |
| ec | 570 | 0.9507 | 0.3678 | 0.0688 | 2.1410 |

## 五、实证分析

### （一）基准回归

本文采用随机效应和固定效应模型进行基准回归，结果见表2。模型（1）和模型（3）仅仅加入市场整合的一次项，而模型（2）和模型（4）则进一步加入了市场整合的二次项。关于回归模型的选取，豪斯曼检验结果拒绝原假设，固定效应模型更加有效，因而本文选取固定效应模型进行结果分析。

表2　基准回归结果

| 变量 | 模型（1） | 模型（2） | 模型（3） | 模型（4） |
|---|---|---|---|---|
| | 随机效应 | 随机效应 | 固定效应 | 固定效应 |
| lnmi | 0.0390*** | -0.4222** | 0.0344*** | -0.3922** |
| | (3.64) | (-2.44) | (2.92) | (-2.21) |
| (lnmi)^2 | | 0.0555*** | | 0.0513** |
| | | (2.67) | | (2.41) |
| lnis | -0.0222 | -0.0234 | -0.0682** | -0.0681** |
| | (-1.07) | (-1.14) | (-2.15) | (-2.16) |
| lner | -0.0242*** | -0.0256*** | -0.0111 | -0.0146 |
| | (-2.81) | (-3.00) | (-0.96) | (-1.25) |
| lnfdi | 0.0007 | 0.0003 | 0.0075 | 0.0082 |
| | (0.13) | (0.06) | (0.70) | (0.78) |
| lnurban | 0.0571*** | 0.0534*** | 0.0656*** | 0.0644*** |
| | (4.13) | (3.89) | (3.77) | (3.72) |
| lnec | -0.0121 | -0.0132 | -0.0071 | -0.0108 |
| | (-1.01) | (-1.12) | (-0.35) | (-0.54) |
| N | 570 | 570 | 570 | 570 |
| R^2 | 0.0955 | 0.1051 | 0.1025 | 0.1122 |

注：＊＊＊、＊＊、＊分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。括号内为t值。



(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

模型（3）的回归结果显示，市场整合的估计系数为0.0344，且在1%的水平下显著，初步证实市场整合能够促进绿色全要素生产率的提高。为了进一步检验两者之间的非线性关系，模型（4）加入市场整合的二次项，可以发现市场整合二次项的估计系数显著为正，一次项的估计系数显著为负，表明市场整合与绿色全要素生产率之间的确存在“U”型的非线性关系。这说明市场整合程度的逐步提高，短期内可能会给绿色全要素生产率带来负向影响，但是长期来看，随着各类要素资源在更大的范围内的自由流动与优化配置，不仅有助于强化本地企业的竞争能力，也有助于低效率的落后产能及时退出市场，最终在规模效应、竞争效应以及配置效应的作用下提高绿色全要素生产率。

就控制变量而言，模型（4）的回归结果显示，产业结构的估计系数显著为负，以工业为主的第二产业往往会带来大量的污染物排放，对绿色全要素生产率产生负向影响。城镇化的估计系数显著为正，说明城镇化带来的集聚效应能够显著提高绿色全要素生产率，2019年我国常住人口城镇化率为60.6%，与发达国家普遍70%以上的城镇化率依然存在一定差距，随着城镇化水平的逐步提高，将有效提升我国的绿色全要素生产率。环境规制和能源消费结构的估计系数均为负，外商直接投资的估计系数为正，但三者的结果都不显著。环境规制的回归结果在一定程度上支持了“遵循成本说”，即环境治理投入挤占了企业的研发投入，从而阻碍绿色全要素生产率的提高；能源消费结构的回归结果说明当前以煤炭为主的能源消费结构可能会对绿色全要素生产率产生抑制作用；外商直接投资则在一定程度上能够提高绿色全要素生产率水平。

（二）稳健性检验

本文采用动态面板模型进行稳健性检验，结果见表3。从差分GMM和动态GMM模型的结果检验来看，Sargan检验结果P值均大于0.1，可以接受“所有工具变量均有效”的原假设，工具变量的选择是合理的。此外，Arellano－Bond自相关检验AR（1）结果显著，AR（2）结果不显著，表明残差只有一阶序列相关，没有二阶序列相关，接受“扰动项无自相关”的原假设，模型识别有效。

表3　稳健性检验

| 变量 | 模型（1） | 模型（2） | 模型（3） | 模型（4） |
|---|---|---|---|---|
| | 差分GMM | 差分GMM | 系统GMM | 系统GMM |
| L. lngtfp | 0.3180*** | 0.3186*** | 0.4260*** | 0.4174*** |
| | （15.19） | （10.56） | （13.04） | （11.13） |
| lnmi | 0.0109*** | －0.1830*** | 0.0302*** | －0.1907*** |
| | （2.82） | （－3.14） | （9.73） | （－3.37） |
| （lnmi）^2 | | 0.0236*** | | 0.0266*** |
| | | （3.35） | | （3.86） |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| AR（1） | 0.045 | 0.044 | 0.043 | 0.043 |
| AR（2） | 0.401 | 0.440 | 0.356 | 0.379 |
| Sargan test | 0.842 | 0.855 | 0.862 | 0.898 |
| N | 510 | 510 | 540 | 540 |

注：＊＊＊、＊＊、＊分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。括号内为t值。Sargan检验一栏中列出的为过度识别的检验值，AR（1）和AR（2）分别表示一阶和二阶残差序列的Arellano－Bond自相关检验。

模型（1）和模型（3）仅仅加入市场整合的一次项，可以发现市场整合的估计系数显著为正。模型（2）和模型（4）则进一步加入了市场整合的二次项，可以发现市场整合二次项的估计系数显著为正，一次项的估计系数显著为负，这与上文的估计结果是一致的，即市场整合与绿色全要素生产率之间存在非线性关系，结果是稳健的。

（三）异质性分析

上文验证了市场整合与绿色全要素生产率之间的非线性关系，那么这种非线性关系是否由于地区异质性引起的，即不同地区在市场整合下，可能面临不同的影响，从而使得总体样本的回归结果表现



(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

出非线性特征。对此，本文进行地区异质性分析：一是根据地理区位划分为东部和中西部地区；二是按照资源禀赋划分为禀赋较高和较低地区[①]。结果见表4。

表4　异质性分析

| 变量 | 模型（1） | 模型（2） | 模型（3） | 模型（4） | 模型（5） | 模型（6） | 模型（7） | 模型（8） |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 东部地区 | | 中西部地区 | | 资源禀赋较高地区 | | 资源禀赋较低地区 | |
| lnmi | 0.0406** | -0.2283 | 0.0340** | -0.5457** | 0.0056 | -0.4008 | 0.0586*** | -0.4416** |
| | (2.30) | (-0.95) | (2.39) | (-2.13) | (0.26) | (-1.18) | (4.18) | (-2.16) |
| (lnmi)^2 | | 0.0327 | | 0.0693** | | 0.0489 | | 0.0602** |
| | | (1.12) | | (2.27) | | (1.20) | | (2.45) |
| lnis | -0.0533 | -0.062 | -0.0548* | -0.0515 | -0.0199 | -0.0153 | -0.0855* | -0.0894** |
| | (-1.34) | (-1.47) | (-1.64) | (-1.56) | (-0.46) | (-0.36) | (-1.95) | (-2.05) |
| lner | -0.0329** | -0.0334** | -0.0258** | -0.0265** | -0.0474*** | -0.0474*** | -0.0069 | -0.0091 |
| | (-2.03) | (-2.01) | (-2.42) | (-2.52) | (-3.13) | (-3.14) | (-0.51) | (-0.67) |
| lnfdi | 0.0036 | 0.0038 | -0.0041 | -0.0028 | -0.0076 | -0.0078 | 0.0242* | 0.0255* |
| | (0.28) | (0.28) | (-0.45) | (-0.30) | (-0.84) | (-0.86) | (1.82) | (1.93) |
| lnurban | 0.0356* | 0.0330* | 0.0827*** | 0.0755*** | 0.1139*** | 0.1044*** | 0.0430** | 0.0430** |
| | (1.81) | (1.65) | (3.93) | (3.59) | (3.54) | (3.15) | (2.31) | (2.33) |
| lnec | 0.011 | 0.0095 | -0.0237* | -0.0232* | 0.0095 | 0.0094 | -0.01 | -0.0133 |
| | (0.40) | (0.34) | (-1.75) | (-1.74) | (0.58) | (0.57) | (-0.39) | (-0.52) |
| N | 209 | 209 | 361 | 361 | 190 | 190 | 380 | 380 |

注：＊＊＊、＊＊、＊ 分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。括号内为t值。

模型（1）和（2）为东部地区的估计结果，可以发现市场整合与绿色全要素生产率之间仅仅存在正向线性关系；模型（3）和（4）为中西部地区的估计结果，可以发现市场整合与绿色全要素生产率之间存在“U”型非线性关系。究其原因，对经济水平较高的东部地区，为了维持其产业持续发展的动力，适应比较优势的变化，本身需要将低端产业转移到成本更低的地区，实现“腾笼换鸟”，市场整合则加速了这一过程，使得东部地区的产业结构逐步由低端迈向中高端，从而有助于该地区生产效率的提高和环境质量的改善；然而，对于经济欠发达的中西部地区来说，由于其本身存在着经济增长的压力，为了吸引更多的产业落地，有更大的动力降低地区的环境规制标准，在市场整合水平较低时可能面临污染转入的威胁，随着市场整合水平的逐步提高，在规模效应、竞争效应以及配置效应的作用下，市场整合的正向作用得以显现。

模型（5）和模型（6）为资源禀赋较高地区的估计结果，可以发现市场整合的估计系数均不显著；模型（7）和模型（8）为资源禀赋较低地区的估计结果，可以发现市场整合与绿色全要素生产率之间存在“U”型非线性关系。究其原因，资源禀赋较高的地区往往“因地制宜”的发展传统的资源依赖型产业，特别是以自然资源为依托的重化工产业，往往造成路径依赖和锁定效应。由于该地区的产业结构和就业结构较为单一，新兴产业的发展较为缓慢，有可能面临资源枯竭、工资减少、人员外流的现象，在市场整合下，该地区可能面临“收缩”风险，无法实现绿色全要素生产率的提高。而资源禀赋较低地区的绿色全要素生产率短期内可能也会面临市场整合的负向影响，但是从长期来看，可以充分利用规模效应、竞争效应及配置效应实现绿色全要素生

① 资源禀赋采用采掘业就业人数与城镇就业总人数之比衡量，并且按照平均值的大小进行分段。



(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

产率的提高，因而表现为“U”型特征。

（四）门槛效应检验

前述分析表明，市场整合与绿色全要素生产率之间存在的“U”型关系，那么在不同的发展条件下，这种“U”型特征是否依然存在？对此，本文选取市场整合、金融发展、人力资本以及科技创新作为门槛变量，检验其对“U”型非线性关系的调节作用，即当门槛变量超过一定水平时，两者之间的关系能够顺利越过“U”型曲线的拐点，从而发挥市场整合对绿色全要素生产率的正向促进作用。

1. 门槛效应检验。表5给出了门槛效应检验的结果以及相应的门槛值，可以发现市场整合和金融发展均存在单一门槛，而人力资本和科技创新均存在双重门槛。

表5　门槛效应检验及门槛值

| 门槛变量 | 门槛数 | F统计量 | P值 | BS次数 | 门槛值 | 95%置信区间 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 市场整合 | 单一门槛 | 34.20 | 0.0067 | 300 | 4.5860 | [4.5551，4.5876] |
| | 双重门槛 | 14.61 | 0.1867 | 300 | | |
| 金融发展 | 单一门槛 | 23.46 | 0.0567 | 300 | -0.0476 | [-0.0880，-0.0425] |
| | 双重门槛 | 9.12 | 0.3700 | 300 | | |
| 人力资本 | 单一门槛 | 28.25 | 0.0433 | 300 | 5.2321 | [5.2055，5.2399] |
| | 双重门槛 | 57.40 | 0.0000 | 300 | 5.2592 | [5.1906，5.2620] |
| | 三重门槛 | 5.89 | 0.7000 | 300 | | |
| 科技创新 | 单一门槛 | 32.86 | 0.0167 | 300 | -4.0543 | [-4.0951，-4.0270] |
| | 双重门槛 | 66.10 | 0.0000 | 300 | -4.0003 | [-4.0801，-3.9971] |
| | 三重门槛 | 25.09 | 0.5467 | 300 | | |

2. 门槛回归结果。以市场整合、金融发展、人力资本以及科技创新为门槛变量的估计结果见表6。

表6　市场整合影响绿色全要素生产率的门槛回归结果

| 变量 | 模型（1） | 模型（2） | 模型（3） | 模型（4） |
|---|---|---|---|---|
| | 市场整合 | 金融发展 | 人力资本 | 科技创新 |
| $\ln mi(q_{it} \le \lambda_1)$ | 0.0081<br>(0.61) | 0.0273**<br>(2.34) | 0.0229**<br>(2.04) | 0.0183<br>(1.64) |
| $\ln mi(q_{it} > \lambda_1)$ | 0.0599***<br>(4.19) | 0.0380***<br>(3.28) | | |
| $\ln mi(\lambda_1 < q_{it} \le \lambda_2)$ | | | 0.1246***<br>(7.88) | 0.0826***<br>(6.73) |
| $\ln mi(q_{it} > \lambda_2)$ | | | 0.0320***<br>(2.92) | 0.0264**<br>(2.42) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | 570 | 570 | 570 | 570 |
| R^2 | 0.1788 | 0.1382 | 0.2268 | 0.2438 |

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。括号内为t值。$\ln mi(q_{it} \le \lambda_1)$、$\ln mi(q_{it} > \lambda_1)$、$\ln mi(\lambda_1 < q_{it} \le \lambda_2)$、$\ln mi(q_{it} > \lambda_2)$分别表示小于第一门槛值、大于第一门槛值、介于第一门槛值和第二门槛值之间、大于第二门槛值的国内市场整合的参数估计结果。



(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

模型（1）给出了市场整合作为门槛变量的估计结果，当市场整合低于门槛值4.5860时，市场整合的估计系数不显著，但超过门槛值时，市场整合对绿色全要素生产率的估计系数为0.0599，且通过了1%的显著性检验。说明市场整合与绿色全要素生产率之间的确存在非线性关系，这与上文的研究结论是一致的。

模型（2）给出了金融发展作为门槛变量的估计结果，当金融发展低于门槛值时，市场整合的估计系数为0.0273，然而当金融发展高于门槛值时，市场整合估计系数的大小和显著性水平均得到提升。说明金融发展水平较高的地区，市场整合对绿色全要素生产率的作用效果更加明显。发达的金融体系能够提供较高的流动性，具有分散风险、优化资本配置、降低信息不对称等功能。首先，市场整合通过扩大市场范围，带来了更多创新项目，然而绿色技术的研发活动具有周期长、风险高的特点，往往造成项目投资不足，发达的金融体系能够为相应的研发活动提供长期的资金支持，引导资金不断流向绿色生产部门；其次，发达的金融体系能够降低资金供需双方的信息不对称，金融机构本身能够通过贷款审查对企业进行识别，在市场整合下加速资金流向优质高效的企业。最后，金融机构也可以发挥事后监督功能，促使企业合理利用资金，遏制高污染、高能耗、低效率企业的进一步发展（徐璋勇和朱睿，2020）[24]。因此，对于金融发展水平较高的地区，市场整合更能够对绿色全要素生产率产生正向促进作用。

模型（3）给出了人力资本作为门槛变量的估计结果，可以发现市场整合的估计系数均显著为正，然而当人力资本水平超过第一个门槛值5.2321时，市场整合估计系数的大小和显著性水平都得到了提升。说明人力资本水平较高的地区，市场整合对绿色全要素生产率的作用效果更加明显。人力资本积累不仅能够提高地区的产业结构与技术创新水平，更有助于提升地区环保意识。首先，市场整合带来了各种新知识和新技术，而一项新技术真正能够被引进、消化和吸收，需要一定的人力资本条件，对于人力资本水平较高的地区，能够加速清洁生产技术和治污技术的落地生根，从而推动地区产业结构转型升级。其次，随着人力资本的持续积累，地区内部不断进行技术革新，从而为本地区的科技创新提供人才支撑，建立起持续可靠的创新能力，有助于地区生产效率的提升（杨万平等，2020）[25]。最后，人力资本水平较高的地区，人们的环保意识普遍较强，有助于发挥公众参与型环境规制的作用，即通过影响政府环境政策的制定，提高地区环境规制水平（屈文波和李淑玲，2020）[26]，进而阻止市场整合带来的污染产业迁入，保护本地区的生态环境。因此，对于人力资本水平较高的地区，市场整合更能够对绿色全要素生产率产生正向促进作用。

模型（4）给出了科技创新作为门槛变量的估计结果。可以发现当科技创新低于第一个门槛值-4.0543时，市场整合的估计系数不显著，而当科技创新高于第一个门槛值时，市场整合能够显著促进绿色全要素生产率的提升。说明科技创新水平较高的地区，市场整合对绿色全要素生产率的作用效果更加明显。科技创新是推动经济转型的重要动力，不仅能够带来生产效率的提高，也有助于环境质量的改善。通常来说，科技创新可以通过末端治理和前端防御来提高绿色全要素生产率。末端治理主要是采用先进的回收分解技术，促进废弃物的循环使用，从而提高资源利用效率。前端防御则是指在生产的各个环节通过优化设计、改进设备与工艺流程，控制污染物的排放和资源的高效利用。然而，尽管市场整合可以通过知识溢出、规模经济以及要素配置优化等提高区域创新绩效（白俊红和蒋伏心，2015）[27]，但也可能使得创新要素形成“中心-外围”的空间结构，对于科技创新水平较高的中心地区，能够进一步吸引创新要素的流入，而外围地区则遭遇创新要素的流失。因此，对于科技创新水平较高的地区，市场整合更能够对绿色全要素生产率产生正向促进作用。

## 六、结论与政策启示

在生态文明建设和国内统一市场推进背景下，明确国内市场整合对绿色全要素生产率的作用效果有利于促进协调统一的美丽中国建设。本文首先梳理了市场整合对绿色全要素生产率的影响机理并提出相应的研究假设，进而采用2000-2018年中国30个省际面板数据予以实证检验，主要结论如下：第一，中国的绿色ML指数总体呈现上升态势，且主要得益于绿色技术进步的提高，绿色ML指数存在东中西递减的空间格局。第二，市场整合总体上能够通过规模效应、竞争效应以及配置效应提升绿色全要素生产率，但这种影响效果也具有显著的非线性特征。第三，市场整合与绿色全要素生产率之间的关系存在地区异质性，按地理区位划分时，东部地区表现为正向线性关系，中西部地区表现为“U”型非线性关系；按资源禀赋划分时，仅仅在资源禀赋较低地区存在“U”型非线性关系。第四，市场整合对



(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

绿色全要素生产率的作用效果受到金融发展、人力资本以及科技创新的调节，即在上述门槛变量越高的条件下，市场整合能够更加显著的促进绿色全要素生产率的提升。

本文的政策启示如下:

其一，加快统一市场建设。市场整合超过一定的临界值后可以有效促进绿色全要素生产率的提升，因而需要继续打破市场分割局面，促进市场整合发展。首先是市场竞争规则的构建，逐步取消妨碍市场竞争的制度和政策规定，实行统一的市场准入标准，建立公开透明的贸易原则; 其次是完善价格机制，促进要素资源的价格市场化，使得要素价格能够真实反映其稀缺程度; 最后是加强地方公共政策的协同性，特别是地区环境政策、环境标准以及环境执法等方面的协调统一。

其二，实施地区分类指导。市场整合对经济水平、资源条件不同地区的绿色全要素生产率存在差异化影响，因而需要因地制宜的进行分类指导，且重点关注中西部地区和资源型地区。一方面对于经济欠发达的中西部地区，关键是防止市场整合下的污染产业迁入，因而需要适当提高环境规制标准，同时，应当建立利益补偿机制，确保欠发达地区经济发展与环境保护的相互协调。另一方面对于资源型地区，关键是防止市场整合下的要素资源流失，重点做好地区的工业绿色转型，通过产业结构合理化和高级化，加强与制造业以及服务业部门的前后向联系，摆脱对单一资源型产业的依赖。

其三，补齐调节机制短板。市场整合对绿色全要素生产率的影响效果受到金融发展、人力资本以及科技创新的调节作用，因而需要补齐相应的发展短板。一是深化金融体制改革，着力发展绿色金融，引导资金流向低碳、绿色、环保领域，此外，还要进一步发挥好金融的监督职能，倒逼企业绿色转型; 二是强化人力资本积累，持续加大教育经费投入，适当拓宽教育经费筹资机制，同时，以地区市场需求为导向进行应用型人才培养，使得理论学习与实际需求相匹配; 三是深入实施创新驱动，不仅需要加大研发资金的投入力度，而且需要通过高端人才的引进、科创平台的建设等营造良好的创新氛围。

参考文献:


[1] 李强，李新华. 地方政府竞争与环境治理——环境分权的调节效应 [J]. 贵州财经大学学报，2020(3):101 - 110.

[2] 孔令池. 国内市场分割的测度及其影响因素分析 [J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版)，2019，52(1):59 - 64，127 - 128.

[3] 韩晶，孙雅雯，陈超凡，蓝庆新. 产业升级推动了中国城市绿色增长吗? [J]. 北京师范大学学报(社会科学版)，2019(3):139 - 151.

[4] 原毅军，谢荣辉. 环境规制与工业绿色生产率增长——对"强波特假说"的再检验 [J]. 中国软科学，2016(7):144 - 154.

[5] 李光龙，范贤贤. 贸易开放、外商直接投资与绿色全要素生产率 [J]. 南京审计大学学报，2019，16(4):103 - 111.

[6] Li J L，Lin B Q. Does Energy and CO2 Emissions Performance of China Benefit from Regional Integration? [J]. Energy Policy，2017，101(2):366 - 378.

[7] 陆远权，张德钢. 环境分权、市场分割与碳排放 [J]. 中国人口·资源与环境，2016，26(6):107 - 115.

[8] 张可. 市场一体化有利于改善环境质量吗? ——来自长三角地区的证据 [J]. 中南财经政法大学学报，2019(4):67 - 77.

[9] Anouliès L. Are Trade Integration and the Environment in Conflict? The Decisive Role of Countries' Strategic Interactions [J]. International Economics，2016，148(12):1 - 15.

[10] 毛其淋，盛斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率 [J]. 经济学(季刊)，2012，11(1):181 - 210.

[11] 王晓芳，谢贤君，孙博文. 区域一体化的技术进步效应路径研究——基于长江经济带的经验数据 [J]. 华东经济管理，2019，33(3):64 - 71.

[12] 申广军，王雅琦. 市场分割与制造业企业全要素生产率 [J]. 南方经济，2015(4):27 - 42.

[13] 徐保昌，谢建国. 市场分割与企业生产率: 来自中国制造业企业的证据 [J]. 世界经济，2016，39(1):95 - 122.

[14] 黄赜琳，姚婷婷. 市场分割与地区生产率: 作用机制与经验证据 [J]. 财经研究，2020，46(1):96 - 110.

[15] 冯伟，卞家涛. 本土市场规模与地区生产率: 对"市场范围"假说的实证检验 [J]. 产业经济研究，2014(5):23 - 32.

[16] Zweimüller J，Brunner J K. Innovation and Growth with Rich and Poor Consumers [J]. Metroeconomica，2005，56(2):233 - 262.

[17] 胡彬，万道侠. 产业集聚如何影响制造业企




(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

业的技术创新模式——兼论企业“创新惰性”的形成原因[J]. 财经研究,2017,43(11):30-43.

[18] 简泽,谭利萍,吕大国,符通. 市场竞争的创造性、破坏性与技术升级[J]. 中国工业经济,2017(5):16-34.

[19] 郑洁,付才辉,张彩虹. 要素市场扭曲对环境污染的影响——基于工具变量法的经验研究[J]. 软科学,2018,32(10):103-106.

[20] 魏楚,郑新业. 能源效率提升的新视角——基于市场分割的检验[J]. 中国社会科学,2017(10):90-111,206.

[21] Chung Y H,Färe R,Grosskopf S. Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach [J]. Journal of Environmental Management,1997,51(3):229-240.

[22] Hansen B E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation,Testing,and Inference [J]. Journal of Econometrics,1999,93(2):345-368.

[23] 盛斌,毛其淋. 贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长: 1985~2008 年[J]. 世界经济,2011(11):44-66.

[24] 徐璋勇,朱睿. 金融发展对绿色全要素生产率的影响分析——来自中国西部地区的实证研究[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版),2020,43(1):117-129.

[25] 杨万平,赵金凯,卞淑云. 教育人力资本对中国绿色经济增长的贡献研究[J]. 教育与经济,2020,36(2):60-69.

[26] 屈文波,李淑玲. 中国环境污染治理中的公众参与问题——基于动态空间面板模型的实证研究[J]. 北京理工大学学报(社会科学版),2020,22(6):1-10.

[27] 白俊红,蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究,2015,50(7):174-187.

(编辑校对: 韦群跃　陈崇仁)

**Domestic Market Integration and Green Total Factor Productivity**
**——Non-linear Relationship and Threshold Effect Test**

**Lv Youjin, Gao Bo, Kong Lingchi**

**Abstract:** Based on inter-provincial panel data from 2000 to 2018, the Malmquist-Luenberger index is used to measure green total factor productivity, and the fixed effects model and panel threshold model are used to empirically test the impact of domestic market integration on green total factor productivity. The results show that China's green ML index is generally on the rise, mainly due to the improvement of green technology progress, and there is a spatial pattern of decreasing east, middle and west; market integration through scale effect, competition effect and allocation effect, produces green total factor productivity "U"-shaped non-linear impact; heterogeneity test shows that market integration and green total factor productivity have a positive linear relationship in the eastern region, and a "U"-shaped non-linear relationship in the central and western regions and regions with low resource endowments; threshold effect The test results show that under the conditions of high financial development, human capital and technological innovation, market integration can more significantly promote the improvement of green total factor productivity.

**Keywords:** Domestic market integration; Green total factor productivity; Nonlinearity; Threshold effect



(C)1994-2022 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net