

# 市场分割与经济高质量发展:基于绿色增长的视角

卞元超 吴利华 白俊红\*

**摘要:** 财政分权体制下的地方政府面临着促进本地区经济增长和提升环境公共品质的双重责任,因而实现经济增长和环境治理“共赢”局面的绿色经济增长成为高质量发展背景下地方政府工作的重要内容之一。本文基于绿色经济增长的视角,采用动态空间面板杜宾模型实证分析了市场分割对经济高质量发展的影响。研究发现,无论是在短期还是长期中,市场分割影响绿色全要素生产率的直接效应、间接效应和总效应均显著为负,说明地方政府的保护主义行为以及由此所引发的市场分割在抑制区域经济增长过程中也显著加剧了环境污染,从而也直接抑制了绿色经济增长。基于效率改善和技术进步两个方面的传导机制检验结果显示,市场分割影响效率改善效应的直接效应、间接效应和总效应在短期和长期中显著为负,说明地方政府之间的地方保护主义行为和市场分割策略显著地抑制了效率改善效应的发挥;就技术进步效应来说,无论是在短期还是长期中,市场分割的影响系数亦均显著为负,说明市场分割阻碍了各类清洁技术和先进生产工艺的发明,也抑制了技术进步效应的发挥。研究结论为提高经济发展质量、促进绿色经济增长、优化地方政府之间的关系提供有益启示,各级政府要建立支持企业绿色技术创新的外部环境和政策体系。

**关键词:** 市场分割;绿色经济增长;ML指数;动态空间面板杜宾模型;高质量发展

## 一、引言

党的“十九大”报告提出,当前中国经济已经由高速增长阶段转向高质量发展阶段。从世界经济的历史经验来看,经济的可持续发展和生态环境的优化是高质量发展的关键内容之一。特别是在当前中国环境污染问题日益恶化、资源浪费逐渐严重的背景下,实现绿色经

\*卞元超,南京师范大学商学院,邮政编码:210023,电子邮箱:bycdats@163.com;吴利华,东南大学经济管理学院,邮政编码:211189,电子邮箱:wulihua111@126.com;白俊红(通讯作者),南京师范大学商学院,邮政编码:210023,电子邮箱:bjh@njnu.edu.cn。

本文系国家自然科学基金重点项目“供需两侧政策协同下我国传统制造企业绿色转型的引导机制研究”(17AGL005)的阶段性研究成果。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

经济增长是落实经济高质量发展、贯彻“五位一体”总体布局和“五大发展理念”的重要途径。而所谓的绿色经济增长正是在促进经济增长规模扩大、经济发展结构优化的同时,推动生态环境与经济协调发展的相互协调统一。然而,改革开放以来,在财政分权体制下,地方政府“唯GDP至上”的激励模式引致了粗放式经济增长(Jia, 2013),这也让中国经济付出了非常沉重的代价:环境污染、生态破坏、资源浪费等问题接踵而至。如何实现“既要绿水青山,也要金山银山”的绿色经济增长成为社会各界关注的重要议题。

学者们试图从多个方面考察影响中国绿色经济增长的内部和外部因素,这主要包括(但不限于)技术创新(葛鹏飞等,2018)、环境规制(Zhao et al., 2018)、财政分权体制(Song et al., 2018)、要素市场扭曲(Lin & Chen, 2018)、对外开放(傅京燕等,2018)、金融发展(He et al., 2019)、产业集聚(陈阳、唐晓华,2019)等。这些研究为我们破解制约中国绿色经济增长之谜提供了有益的启示,特别是对于财政分权与绿色经济增长之间关系的研究,为我们从制度因素的角度考察影响绿色经济增长的因素提供了直接的借鉴意义。然而,遗憾的是,这些研究并未直接考察财政分权体制下的地方保护主义行为和市场分割对绿色经济增长的影响。财政分权与市场分割之间并非等同的关系,如果忽视了市场分割和地方保护主义与绿色经济增长之间的关系,势必将不利于我们更加全面地考察影响中国绿色经济增长的制度因素。

事实上,地方政府的保护主义行为和市场分割策略是导致环境污染,抑制环境污染区域协同治理活动的重要因素。尽管“斯密-杨格定理”指出市场规模的扩大有利于促进分工,进而实现经济增长。但是,地方保护和市场分割所导致的区域“片块化”发展模式会限制分工的扩大,从而对经济增长产生不利影响。陆铭和陈钊(2009)的研究发现尽管市场分割在一定程度上促进了中国经济的发展,但也会为此付出“规模不经济”的代价。无论市场分割与经济增长之间呈现出何种关系,多数学者的研究观点均认为,地方保护是影响经济增长的重要因素。那么,在促进经济发展与生态保护协调统一、“既要绿水青山,也要金山银山”的背景下,地方保护主义和市场分割在影响经济增长的同时,是否显著地影响了环境污染?本文将对此作重点关注,即基于经济高质量发展的视角,将经济增长和环境污染纳入一个统一的分析框架内,探讨市场分割与绿色经济增长之间的内在关联。

基于此,本文的边际贡献主要在于:第一,在研究视角上,本文拟基于当前全面促进经济高质量发展的视角,将环境污染和经济增长纳入一个统一的分析框架内,考察市场分割对绿色经济增长的影响效应,这不仅有助于更加全面地考察市场分割的影响效应,还能够为识别影响绿色经济增长和促进经济发展与生态协调统一的高质量发展的制度因素提供新的思路。第二,在研究方法上,本文采用绿色全要素生产率来对绿色经济增长进行衡量,并结合基于数据包络分析模型的Malmquist-Luenburger指数测算绿色全要素生产率,这一指

标能够同时将经济增长过程中的期望产出和非期望产出同时纳入模型中进行测算,从而能够更加精确地对经济增长过程中的产出进行识别,也有助于我们更加全面地衡量绿色经济增长。第三,由于绿色全要素生产率的提升主要来源于效率改善效应和技术进步效应两个方面,本文拟将进一步考察市场分割对效率改善效应和技术进步效应的影响效果,以期更加全面地识别市场分割影响绿色全要素生产率提升和绿色经济增长的主要路径和通道,进而为相关决策的优化提供启示。

## 二、经济高质量发展的测算与分析

### (一)测算方法

新古典经济增长核算模型将经济增长的源泉分解为要素积累和全要素生产率进步两个部分,因而有越来越多的学者开始从全要素生产率的角度去研究经济增长。特别是近年来,学者们基于数据包络分析的Malmquist生产率指数方法对全要素生产率进行衡量,从而弥补了新古典经济增长核算模型中未考虑技术无效率的缺陷。但是,这一核算过程仅考虑了经济增长过程中期望产出(“好”的产出,如GDP等),却没有考虑非期望产出(“坏”的产出,如环境污染等),这与现实的经济增长情况不符。伴随着中国环境污染问题的不断加剧,经济增长的“坏”产出逐渐受到了学界的广泛重视。Pittman(1983)认为只有将期望产出和非期望产出同时进行考虑,并将其进行非对称化的处理,才能有效衡量经济的全要素生产率。Chung等(1997)在测算生产率的时候引入了方向性距离函数的概念,并假定在给定资源投入条件下,鼓励期望产出向生产前沿方向增加,以及非期望产出向环境前沿移动。在此基础上,Chung等(1997)的研究构建了Malmquist-Luenburger指数(ML指数),从而将经济增长的期望产出和非期望产出同时纳入了生产率分析框架。基于规模报酬不变假设,本文采用MaxDEA软件测算考察期内中国各省区的ML指数。

由于本研究主要考察的是各省区的绿色全要素生产率,故我们将每个省区视作一个决策单元(Decision Making Unit, DMU),其用 $k$ 进行表示,而环境生产前沿则是一个包含能源要素投入和非期望产出的生产可能性边界。因此,根据Färe等(2001)的研究方法,本研究将能源要素作为传统的投入要素一样纳入到环境生产前沿,进而构造一个同时包含期望产出和非期望产出的生产可能性集(Production Possibility Set, PPS)。假定每个DMU的要素投入为 $x$ ,其包含 $N$ 个种类,即 $x=(x_1, x_2, \dots, x_N) \in R_N^+$ ,产出包含期望产出和非期望产出,期望产出 $y^g$ 包含 $M$ 种,即 $y^g=(y_1^g, y_2^g, \dots, y_M^g) \in R_M^+$ ,非期望产出 $y^b$ 包含 $I$ 种,可以表示为 $y^b=(y_1^b, y_2^b, \dots, y_I^b) \in R_I^+$ 。不仅如此,在每一个时期 $t$  ( $t=1, 2, \dots, T$ ),地区 $k$ 的生产可能性集可以表示为:

$$P(x)=(x_{k,t}, y_{k,t}^g, y_{k,t}^b) \quad (1)$$

也即

$$P(x) = \{(y^g, -y^b) : x \text{ 可以生产 } (y^g, -y^b)\}, x \in R_N^+ \quad (2)$$

不仅如此,假设生产可能性集是一个有界集和闭集,因此其必须满足以下三个关键条件:期望产出和投入可自由处置、非期望产出满足“弱可处置性”和“零结合”公理。采用数据包络分析方法可以把以上的生产可能性集进行模型化处理:

$$P_i(x_i) = \{(y_i^g, y_i^b) : \sum_{k=1}^K \lambda_{t,k} y_{t,k,m}^g \geq y_{t,k,m}^g, \forall m; \sum_{k=1}^K \lambda_{t,k} y_{t,k,i}^b = y_{t,k,i}^b, \forall i; \sum_{k=1}^K \lambda_{t,k} x_{t,k,n} \leq x_{t,k,n}, \forall n; \sum_{k=1}^K \lambda_{t,k} = 1, \lambda_{t,k} \geq 0, \forall k\} \quad (3)$$

由式(3)可知,期望产出  $y^g$  和投入要素  $x$  的不等式约束表明其是可自由处置的,非期望产出  $y^b$  的等式约束表明其满足“弱可处置性”。 $\lambda_{t,k}$  是每个横截面观测值的权重,  $\sum_{k=1}^K \lambda_{t,k} = 1$  ( $\lambda_{t,k} \geq 0, \forall k$ ) 表明生产技术为可变规模报酬;如果不包含  $\sum_{k=1}^K \lambda_{t,k} = 1$ ,即为规模报酬不变<sup>①</sup>。

采用数据包络分析的测算过程中,基于方向性距离函数,本文测算了ML指数,它是一种考虑了非期望产出的全要素生产率变化指数,其含义为:如果ML指数大于1,说明在  $[t]$  时期到  $t+1$  期内,考虑非期望产出的全要素生产率水平得到了提高,否则即为降低(小于1)或者不变(等于1)。进一步地,由于采用数据包络分析的ML指数可以分解为效率改善效应(MLEC)和技术进步效应(MLTC)两部分乘积的形式,其含义分别为:如果MLEC的值大于1,说明在  $t$  时期到  $t+1$  时期内,考虑非期望产出的效率改善情况得到了提高,决策单元在  $t$  时期到  $t+1$  时期内的实际生产点向环境生产前沿面移动,否则即为降低(小于1)或者不变(等于1)。同样地,如果MLTC的值大于1,说明考虑非期望产出的技术进步情况得到了提高,环境生产前沿面向前移动,否则即为降低(小于1)或者不变(等于1)。

实际测算过程中,本文需要事先设定相应的投入变量和产出变量。就投入变量来说,其主要包括劳动力投入、资本投入和能源要素投入,本文采用2002-2015年中国各省区年末城镇单位就业人数表示劳动力投入,资本投入则采用相应年份的固定资产投资,并采用永续盘存法将其核算为存量形式,能源要素投入为各省区的化石能源<sup>②</sup>消费总量。至于产出变量,这里主要包括期望产出和非期望产出,其中,期望产出主要采用的是2002-2015年各省区(不包含港澳台地区)的地区生产总值,并采用以2002年为基期的GDP平减指数将其核算为2002年的不变价。而关于非期望产出,结合当前中国环境污染问题的现实情况,并参考李玲和陶锋(2012)、王兵和刘光天(2015)等学者的研究,本文选取工业和生活二氧化硫(SO<sub>2</sub>)排放量,以

①限于篇幅,这里未报告关于测算方法的具体描述。如有需要,可与作者联系。

②主要包括煤炭、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油和天然气八种。

及二氧化碳(CO<sub>2</sub>)排放量<sup>①</sup>进行衡量。

### (二)测算结果分析

在假定规模报酬不变的前提下,本研究采用MaxDEA软件测算了2002-2015年中国各省区的考虑非期望产出的全要素生产率指数(ML指数),及其分解形式(MLEC指数和MLTC指数)。表1报告了考察期内各省区以上各指标的均值。

表1 各省区绿色全要素生产率及其分解形式均值

| 地区  | ML     | MLEC   | MLTC   | 地区 | ML     | MLEC   | MLTC   |
|-----|--------|--------|--------|----|--------|--------|--------|
| 北京  | 1.0126 | 1.0184 | 0.9941 | 湖北 | 0.9034 | 1.0017 | 0.9018 |
| 天津  | 0.9610 | 1.0099 | 0.9524 | 湖南 | 0.8795 | 1.0025 | 0.8772 |
| 河北  | 0.9112 | 1.0184 | 0.8967 | 广东 | 0.9342 | 1.0017 | 0.9317 |
| 山西  | 0.8408 | 0.9907 | 0.8493 | 广西 | 0.8825 | 0.9953 | 0.8874 |
| 内蒙古 | 0.8831 | 0.9962 | 0.8883 | 海南 | 0.9640 | 0.9921 | 0.9722 |
| 辽宁  | 0.8853 | 0.9974 | 0.8882 | 重庆 | 0.9434 | 0.9998 | 0.9437 |
| 吉林  | 0.9080 | 1.0065 | 0.9036 | 四川 | 0.9292 | 0.9997 | 0.9293 |
| 黑龙江 | 0.8544 | 0.9889 | 0.8653 | 贵州 | 0.8780 | 1.0025 | 0.8755 |
| 上海  | 0.9962 | 1.0002 | 0.9953 | 云南 | 0.8984 | 1.0030 | 0.8959 |
| 江苏  | 0.9335 | 0.9905 | 0.9414 | 西藏 | 0.7685 | 0.8654 | 0.8880 |
| 浙江  | 0.9911 | 0.9927 | 0.9985 | 陕西 | 0.9025 | 0.9984 | 0.9043 |
| 安徽  | 0.8818 | 0.9958 | 0.8864 | 甘肃 | 0.8848 | 1.0007 | 0.8846 |
| 福建  | 0.9190 | 0.9882 | 0.9302 | 青海 | 0.9803 | 1.0070 | 0.9743 |
| 江西  | 0.8879 | 0.9838 | 0.9021 | 宁夏 | 0.9527 | 1.0247 | 0.9312 |
| 山东  | 0.9058 | 1.0010 | 0.9066 | 新疆 | 0.9201 | 1.0157 | 0.9066 |
| 河南  | 0.8537 | 0.9809 | 0.8710 | 全国 | 0.9112 | 0.9958 | 0.9153 |

由表1可知,考察期内,在考虑非期望产出的情况下,中国绿色全要素生产率(ML)均值为0.9112,平均增长率为-0.0888%,绿色全要素生产率在整体上呈现出下降现象。分解形式中,效率改善指数(MLEC)为0.9958,平均增长率为-0.0042%,效率改善也出现下降;技术进步指数(MLTC)为0.9153,年均增长率为-0.0847%,出现了技术退步的情形,这也说明了在考虑非

①关于CO<sub>2</sub>排放量的衡量,本文参考《IPCC国家温室气体清单指南》提供的基准方法,公式为:  $CO_{2i}^t = \sum_j ce_{ij}^t = \sum_j q_j \times r_j$ 。其中,  $i$ 、 $t$ 、 $j$  分别表示地区、年份和化石燃料种类;  $CO_2$  表示二氧化碳排放量;  $ce$  表示某种化石燃料所释放的CO<sub>2</sub>量;  $q$  表示某种化石燃料的消费量;  $r$  表示某种化石燃料的CO<sub>2</sub>排放系数,其等于该化石能源的低位发热量、CO<sub>2</sub>排放因子、碳氧化率和CO<sub>2</sub>转换系数的乘积。关于某种化石燃料CO<sub>2</sub>排放系数、低位发热量、CO<sub>2</sub>排放因子、碳氧化率和CO<sub>2</sub>转换系数等指标的获取,本研究借鉴的是张为付等(2014)的研究结论,这里不再报告。考虑到能源结构的调整具有较长的周期性,因而本文假定的是各种化石燃料的CO<sub>2</sub>排放系数和碳氧化率在考察期内是固定的。不仅如此,我们采用该指标前后年份的均值对部分缺失值进行补充。

期望产出情况下中国绿色全要素生产率出现下降的原因来源于效率改善的不足和技术进步的滞后。根据 Färe 等 (2001) 的研究,效率改善源于生产过程中的制度创新、组织创新和规模经济效应,技术进步主要体现为生产过程中技术的改进和新工艺的采用等。因此,本文所发现的中国绿色全要素生产率中的效率改善不足说明了当前中国绿色经济增长过程中对于绿色组织、绿色制度的发挥不足;技术退步可能是由于目前中国在环境管制方面的技术改进较为滞后,更多的是采用关停污染源、减少污染企业数量等粗放的方式。

### 三、研究设计与指标选取

#### (一)模型构建

在实证考察市场分割对经济高质量发展的影响过程中,考虑到当前中国各地区经济增长和环境污染的空间集聚特征势必也会导致绿色经济增长呈现出一定的空间关联性(朱文涛等,2019)。不仅如此,经济增长本身就是一个长期性的过程,前一期的增长势必会对当期产生重要影响;而且一个地区的能源消费结构在短期内也是难以改变的,这就使得其环境污染等生态问题也具有长期性特征,故绿色经济增长可能存在着较强的时间“锁定”特征(陈超凡,2016)。Elhorst(2012)也提出,变量之间的空间关系不仅体现为地区之间当期的相关影响,还可能会受到地区之间跨期行为决策的作用。因此,在实证考察市场分割对绿色经济增长的影响效果的过程中,我们依然采用的是同时包含因变量时间滞后项、空间滞后项和时空滞后项的动态空间面板杜宾模型,其用公式可以表示为:

$$GTFP_{it} = \tau GTFP_{it-1} + \rho w GTFP_{it} + \varphi w GTFP_{it-1} + \beta Segment_{it} + \theta w Segment_{it} + \gamma X_{jit} + \lambda w X_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, $i$ 和 $t$ 分别表示截面数和时期数;因变量 $GTFP$ 表示绿色经济增长,我们采用基于ML指数的绿色全要素生产率指标对其进行衡量; $\tau$ 为滞后响应系数,表示前一期的绿色经济增长对当期的影响效应; $\rho$ 为空间滞后系数,即周边地区的绿色经济增长对本地区绿色经济增长的影响效应; $w$ 表示的是一个满足 $n \times n$ 、对角线元素均为0且进行行标准化处理的空间权重矩阵,其主要识别的是地区之间关系的具体形式; $\varphi$ 为时空滞后系数,表示前期其他地区的绿色经济增长对本地区当期绿色经济增长的影响效应;核心自变量 $Segment$ 表示市场分割, $\beta$ 为其估计系数; $\theta$ 表示市场分割空间滞后项的估计系数; $X$ 表示 $j$ 个可能影响绿色经济增长的控制变量, $\gamma$ 表示其估计系数, $\lambda$ 为相应的空间滞后项的估计系数; $\varepsilon$ 为随机误差项。在估计方法方面,对于动态空间面板模型来说,由于极大似然估计(ML)或拟极大似然估计方法(QML)能够得到模型参数的一致性估计(Yu et al.,2008)。因而我们也采用QML方法来对式(4)所示的动态空间面板杜宾模型进行估计。当然,基于稳健性的考虑,我们在后文的稳健性检验中也将辅助性地采用空间广义矩估计、两阶段最小二乘法等对模型进行再次估计。

事实上,动态空间面板杜宾模型从时间维度、空间维度和时空维度(即为地区之间跨期行为决策的影响)三个层面对绿色经济增长的影响因素进行控制,较为全面,也有助于得到更加稳健的估计结果(邵帅等,2016)。这一方法还有利于进一步控制遗漏变量问题所可能带来的内生性估计偏误。需要指出的是,由于空间杜宾模型的结果同时纳入了因变量和自变量的空间滞后项,还需要进一步识别自变量对因变量的边际影响效应(Anselin & Gallo,2006)。LeSage和Pace(2008)根据空间效应的作用范围和对象的不同,将空间计量模型中自变量对因变量的影响效应区分为总效应、直接效应和间接效应,以此深入考察本地区和其他地区市场分割行为对本地区产生的平均影响和边际效应。进一步地,LeSage和Pace(2008)的研究发现偏微分方法能够有效弥补点估计法在解释空间效应方面存在的缺陷,从而可以正确测度空间计量模型中自变量影响因变量的总效应、直接效应和间接效应。后文中,我们也将进一步采用偏微分方法估计短期和长期中市场分割影响绿色经济增长的直接效应、间接效应和总效应,以此衡量本地区以及其他地区地方政府的市场分割行为对绿色经济增长所产生的影响。

## (二)数据说明

本部分实证研究过程中所选取的样本为2002-2015年中国31个省级行政区域的面板数据(港澳台地区因数据缺失较多,暂不予研究)。需要指出的是,由于基于ML指数的绿色全要素生产率是一项动态指标,为了确保基期一致,降低因价格和时间变动等因素所造成的干扰,我们在测算该变量过程中均是以2001年作为基期,相关原始数据选取的是2001-2015年,最终测算的绿色全要素生产率结果为2002-2015年的数据。本部分实证研究中的原始数据来自于各年度的《中国统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》等。

## (三)变量选取

### 1. 空间关联矩阵( $w$ )

空间关联矩阵主要衡量的是地区之间在空间上的相互关系,本研究主要从地理空间邻接层面构建空间关联矩阵。地理邻接是最基本的空间关系,一般来说,那些在地理位置上相邻的地区之间在经济社会发展等方面具有更多的相似性,其联系也更加紧密,各类要素、商品在这些地区之间进行流动的距离较小,成本也较低;但与此同时,地理相邻也可能会进一步加剧这些地区之间的竞争,并导致这些地区采取相互分割行为来进行地方保护。当然,从环境污染扩散性质来说,就近溢出的特征使得相邻地区之间的环境污染程度也更加接近。因此,参考符森和黄灼明(2008)的研究,本文依据各地区之间是否相邻(相邻=1,不相邻=0),构建一个基于地理邻接关系的二进制空间权重矩阵。基于稳健性的考虑,在后续的稳健性检验中我们也将辅助性地采用地理距离权重对此进行再次衡量。

### 2. 市场分割(*Segment*)

目前研究中对中国市场分割程度的认识尚未形成一致,其内在原因很大程度上是因为

衡量方法的差异。就目前的研究文献来说,关于市场分割的衡量方法主要包含生产法、贸易法、价格法、经济周期法和问卷调查法等。其中,价格法主要基于各地区之间商品价格的相对差异来对市场分割进行衡量(Fan & Wei, 2003; 赵奇伟、熊性美, 2009; 陆铭、陈钊, 2009; 刘瑞明, 2012; 曹春方等, 2017)。该方法认为,如果各地区之间商品价格的变异系数和边界效应缩小,或者商品价格在统计上存在趋同现象,则说明区域之间的市场一体化程度提高,市场分割程度下降。价格法所计算的市场整合指标包含的信息较多,且数据可获得性较好,便于计算,故成为目前研究中国区域市场分割的重要方法。本文也将基于这一方法对中国的市场分割程度进行测算和衡量<sup>①</sup>。我们所选取的商品种类包含食品、烟酒及用品、衣着、家用设备及其用品、医疗保健用品、交通和通讯工具、娱乐教育文化用品、与居住相关的产品与服务等八类商品。这主要是因为:一方面,这些商品主要为消费零售类,其内在的流动性和可贸易性较强,这些商品的价格对于外部贸易壁垒或地方保护主义等因素的干扰更加敏感;另一方面,在本文的考察期内,《中国统计年鉴》对上述八类商品的汇报口径相对统一。

### 3. 控制变量

在实证分析市场分割对绿色经济增长影响效应过程中,我们还同时控制了其他一系列可能影响绿色经济增长的因素,这主要包括:产业结构(*Structure*)、对外开放水平(*Open*)、技术创新水平(*Technology*)、人力资本水平(*Human*)、环境规制水平(*Control*)、城镇化水平(*Urbanization*)和人口密度(*Population*)。其中,产业结构的衡量指标主要是第二产业产值占地区生产总值的比例。就对外开放水平来说,本文采用基于人民币单位的各地区单位外资企业的投资总额对其进行表征,并利用以2002年为基期的GDP指数对其进行去价格化处理。对于技术创新水平,本文分别对发明专利、实用新型、外观设计三种类型的专利赋予0.5、0.3和0.2的权重,并选择最终加权后的专利授权数指标对其进行衡量。对于人力资本水平,我们选取的衡量指标依然是基于地区人口的平均受教育年限。同样地,对于环境规制水平,相对于环保人数、污染去除率、环保机构设置等指标来说,经费投入能够更加直接地反映政府的环境规制力度和意愿强度。故本文选取考察期内各省区工业污染治理投资作为衡量指标,并以2002年为基期的GDP平减指数对其进行去价格化处理。对于城镇化水平来说,本文选取的是各地区城镇建成区面积占该地区面积的比重对其进行衡量。最后,本文还控制了人口密度对绿色经济增长的影响,并采用考察期内各地区年末人口总数占行政区域面积的比重对其进行衡量。表2报告了各变量的描述性统计结果。

<sup>①</sup>限于篇幅,这里未报告关于价格法的具体介绍。如有需要,可与作者联系。



表 2 变量描述性统计结果

| 变量                  | 单位     | 观测数 | 平均值       | 标准差       | 最大值        | 最小值     |
|---------------------|--------|-----|-----------|-----------|------------|---------|
| <i>Segment</i>      | —      | 434 | 0.028     | 0.021     | 0.164      | 0.006   |
| <i>GTFP</i>         | —      | 434 | 0.911     | 0.098     | 1.362      | 0.638   |
| <i>Structure</i>    | —      | 434 | 0.463     | 0.084     | 0.664      | 0.197   |
| <i>Open</i>         | 万元     | 434 | 2566.907  | 1520.192  | 12890.567  | 532.378 |
| <i>Technology</i>   | 件      | 434 | 5678.729  | 11004.860 | 72813.800  | 2.000   |
| <i>Human</i>        | 年      | 434 | 9.276     | 0.863     | 13.335     | 7.344   |
| <i>Control</i>      | 万元     | 434 | 74930.094 | 70569.669 | 449585.476 | 614.610 |
| <i>Urbanization</i> | —      | 434 | 0.016     | 0.030     | 0.172      | 0.000   |
| <i>Population</i>   | 人/平方千米 | 434 | 433.875   | 659.210   | 4182.759   | 2.174   |

#### 四、估计结果与分析

##### (一)空间计量模型的识别与检验

在采用动态空间杜宾模型考察市场分割对绿色经济增长的影响效应之前,我们还将对动态空间面板杜宾模型的合理性进行识别与检验。首先,参考 LeSage 和 Pace(2009)的方法,基于非空间面板模型的 OLS 回归,通过构建残差的拉格朗日乘子检验(LM)及其稳健形式的统计量(Robust LM),检验是否存在空间自相关性。在此基础上,基于空间杜宾模型,采用 LR 统计量检验空间杜宾模型是否可以进一步简化为空间自回归模型或空间误差模型。因此,基于混合效应、空间固定效应、时间固定效应和时空固定效应的结果如表 3 所示。

表 3 空间计量模型识别与检验结果

|                      | 混合效应                  | 空间固定效应                | 时间固定效应               | 时空固定效应              |
|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|
| 无空间滞后项的 LM 检验        | 52.135***<br>(0.000)  | 179.109***<br>(0.000) | 0.012<br>(0.913)     | 7.242***<br>(0.007) |
| 无空间滞后项稳健形式的 LM 检验    | 2.379<br>(0.123)      | 19.767***<br>(0.000)  | 26.494***<br>(0.000) | 0.622<br>(0.430)    |
| 无空间误差项的 LM 检验        | 50.436***<br>(0.000)  | 159.600***<br>(0.000) | 1.891<br>(0.169)     | 6.631**<br>(0.010)  |
| 无空间误差项稳健形式的 LM 检验    | 0.679<br>(0.410)      | 0.259<br>(0.611)      | 28.373***<br>(0.000) | 0.011<br>(0.915)    |
| 基于空间固定效应的联合显著性 LR 检验 | 374.382***<br>(0.000) |                       |                      |                     |
| 基于时间固定效应的联合显著性 LR 检验 | 222.188***<br>(0.000) |                       |                      |                     |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著;括号内为相应的概率 P 值;LR 检验中报告的是其卡方分布值。

基于表3所示的结果可知,基于混合效应、空间固定效应、时间固定效应和时空均固定效应中LM检验的估计结果显示空间自回归模型和空间误差模型至少有一个通过了LM统计量及其稳健形式的检验。不仅如此,基于时空固定效应模型的联合显著性似然比LR检验在1%水平上拒绝了时间和空间固定效应联合不显著的原假设,说明模型应该包含时间和空间固定效应。综上所述,本文所选择动态空间面板杜宾模型具有较好的合理性。

(二)基准回归模型估计结果分析

本文采用Stata13软件对式(4)所示的动态空间面板杜宾模型进行估计。这里,我们首先采用表4报告了式(4)中各空间系数的估计结果,进而采用表5报告采用偏微分方法处理后的短期和长期维度中的直接效应、间接效应和总效应的估计结果。

表4 空间系数的结果

|                  | 系数              |
|------------------|-----------------|
| $\tau$           | 0.432***(0.046) |
| $\rho$           | 0.462***(0.049) |
| $\phi$           | 0.174***(0.062) |
| 样本数              | 403             |
| 组内R <sup>2</sup> | 0.339           |

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号内为相应的标准误。下表同。

表5 基于偏微分方法的基准回归模型估计结果

|                     | 短期效应                 |                      |                      | 长期效应                 |                      |                      |
|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                     | 直接效应                 | 间接效应                 | 总效应                  | 直接效应                 | 间接效应                 | 总效应                  |
| <i>Segment</i>      | -0.075***<br>(0.011) | -0.404***<br>(0.032) | -0.478***<br>(0.037) | -0.141***<br>(0.019) | -0.786***<br>(0.062) | -0.927***<br>(0.075) |
| <i>Structure</i>    | -0.048***<br>(0.006) | -0.219***<br>(0.017) | -0.267***<br>(0.020) | -0.079***<br>(0.011) | -0.417***<br>(0.034) | -0.496***<br>(0.040) |
| <i>Open</i>         | 0.001<br>(0.001)     | 0.003<br>(0.002)     | 0.004<br>(0.003)     | 0.002**<br>(0.001)   | 0.005***<br>(0.002)  | 0.007***<br>(0.002)  |
| <i>Technology</i>   | 0.005***<br>(0.001)  | 0.006***<br>(0.002)  | 0.011***<br>(0.004)  | 0.009***<br>(0.002)  | 0.012***<br>(0.002)  | 0.022*<br>(0.012)    |
| <i>Human</i>        | 0.036***<br>(0.005)  | 0.007*<br>(0.004)    | 0.044***<br>(0.006)  | 0.063***<br>(0.009)  | 0.008***<br>(0.001)  | 0.072***<br>(0.010)  |
| <i>Control</i>      | -0.003<br>(0.003)    | -0.027***<br>(0.008) | -0.030***<br>(0.009) | -0.006<br>(0.005)    | -0.052***<br>(0.017) | -0.058***<br>(0.019) |
| <i>Urbanization</i> | -0.105<br>(0.401)    | -2.729<br>(2.443)    | -2.835<br>(2.579)    | -0.246<br>(0.726)    | -5.315<br>(3.944)    | -5.561<br>(4.244)    |
| <i>Population</i>   | -0.079<br>(0.045)    | -0.040<br>(0.097)    | -0.119<br>(0.097)    | -0.142<br>(0.092)    | -0.092<br>(0.192)    | -0.234<br>(0.196)    |

由表4所示的各空间系数的估计结果可知,绿色全要素生产率的时间滞后项系数 $\tau$ 为0.432,且在1%水平上显著,这验证了目前中国的绿色全要素生产率提升和绿色经济增长在时间上具有较强的“锁定”特征。空间滞后系数 $\rho$ 为0.462,并在1%水平上显著,说明各省区

在绿色经济增长方面也存在较强的空间相关性,即如果周边地区的绿色全要素生产率提升越快、绿色经济增长越好,那么本地区的绿色经济增长状况也越好。不仅如此,绿色经济增长的时空滞后系数  $\phi$  为 0.174,且通过了 1% 水平的显著性检验,说明前一期周边地区的绿色经济增长状况越好,则本地区当期的绿色经济增长情况也越好,这也验证了绿色全要素生产率提升和绿色经济增长同时存在跨时间和跨区域关联的特征。

表 5 中,无论是在短期还是长期中,市场分割 (*Segment*) 影响绿色全要素生产率的直接效应、间接效应和总效应均显著为负,说明地方政府之间所实施的保护主义行为以及由此所引发的市场分割显著抑制了本地区和周边地区的绿色经济增长。尽管有一些学者的研究结论显示市场分割能够在一定程度上促进经济增长(陆铭、陈钊,2009),但是从长期的角度来说,市场分割不利于区域经济增长过程中规模效应的发挥;而地方保护主义和市场分割也是造成环境污染的重要因素之一(Bian et al., 2019)。一方面,就直接效应来说,如果本地区市场分割程度越高,不仅不利于本地区经济增长,还进一步恶化了环境质量,从而抑制了本地区的绿色经济增长。另一方面,就间接效应来说,市场分割的普遍性特征导致其对各地区的经济增长均产生不利影响,本地区的市场分割势必也将抑制周边地区经济增长。因此,市场分割在抑制区域经济增长过程中也显著加剧了环境污染,从而抑制了绿色经济增长。

就其他控制变量的估计结果来说,考察期内,以第二产业占比衡量的产业结构指标 (*Structure*) 影响绿色全要素生产率的直接效应、间接效应和总效应在短期和长期中均显著为负,说明第二产业占比越高,越不利于绿色全要素生产率的提升。尽管以传统制造业为主的第二产业支撑了中国经济的高速增长,但是其往往具有高污染和高能耗的特征,因而也不利于绿色经济增长。就对外开放水平来说 (*Open*),在短期中,其对绿色全要素生产率的影响效应是不显著的,但是在长期中,对外开放能够显著提升绿色全要素生产率和绿色经济增长。因此,从这一层面来说,在长期中,如果对外开放水平越高,经济发展的质量也越高,从而也能够促进绿色经济增长。就技术创新水平 (*Technology*) 来说,无论是在短期还是长期中,技术创新影响绿色全要素生产率的直接效应、间接效应和总效应均显著为正,说明技术创新有助于提升绿色全要素生产率、促进绿色经济增长。技术创新不仅能够直接带来生产技术和生产工艺的改进,促进生产效率的提高和污染排放的降低,更加能够在长期中推进产业结构的转型升级,这在加快经济增长的同时,也促进了绿色经济增长。同样地,以人均受教育年限所衡量的人力资本水平 (*Human*) 影响绿色全要素生产率的直接效应、间接效应和总效应在短期和长期中亦均显著为正,近年来,伴随着中国高等教育的快速发展,教育逐渐成为涵养人力资本的重要途径,其对于劳动力的知识与技能的促进作用也在不断加大,这能够促进全要素生产率的提升,而人力资本的提升也更加有利于知识密集型经济的发展,从而对降低环境污染具有促进作用,所以人力资本有助于绿色经济的增

长。但是,就环境规制水平(*Control*)来说,无论是在短期还是长期中,其影响绿色全要素生产率的直接效应均是不显著的,但是间接效应和总效应均是显著为负的。这可能是因为:由于环境污染外部性问题的存在,本地区政府进行了大量的环境规制投资,兴建大量的排污基础设施,但是在市场机制下简单的政府投资模式可能是低效率的,这也进一步说明了政府单纯的污染治理投资方式效果较差,需要引入其他一些更加具有市场化的方式。而周边地区政府的环境规制政策可能会进一步加剧其高污染企业的外迁,从而不利于本地区绿色全要素生产率提升和绿色经济增长。无论是在短期还是长期中,城镇化水平(*Urbanization*)和人口密度(*Population*)影响绿色全要素生产率提升的直接效应、间接效应和总效应均是不显著的。一般来说,城镇化水平和人口密度与经济增长之间具有显著的正向关联(沈凌、田国强,2009),因而二者虽然促进了经济增长,但是同时也加剧了环境污染,这种复杂的影响效应使得城镇化水平和人口密度与绿色经济增长之间的关系是不显著的。

### (三)传导路径:技术进步还是效率改善

正如前文所述,基于ML指数的绿色全要素生产率可以进一步分解为效率改善效应和技术进步效应,这也构成了绿色全要素生产率增长的主要来源。因此,市场分割影响绿色全要素生产率的传导路径也主要是通过效率改善效应和技术进步效应两个方面产生作用的。本文也将进一步考察市场分割对技术进步效应和效率改善效应的影响,以此检验市场分割影响绿色经济增长的传导路径:如果市场分割显著地影响了效率改善或技术进步,则可以认为市场分割是通过效率改善效应或技术进步效应对绿色全要素生产率产生影响。

就效率改善效应和技术进步效应的内涵来说,前者表示实际生产点向生产前沿面的移动,后者则体现了生产前沿面整体向前移动。从经济学的角度来说,由实际生产点向前沿面移动所带来的效率改善主要是指通过制度创新、管理变革以及规模效率提升和资源配置效率提高,增加绿色产出,进而对绿色全要素生产率能够产生促进作用。而由生产前沿面向外移动所引发的技术进步的含义主要是:在不增加要素投入的情况下,使用更加先进的绿色技术和清洁工艺、通过新创造和新发明等手段增加绿色产出,这也能够促进绿色全要素生产率的提升。因此,为了更加清晰、全面地识别市场分割对绿色全要素生产率的影响效应,本文还将进一步考察市场分割对效应改善效应和技术进步效应的影响。

就市场分割与效率改善效应之间的内在关系来说,市场分割所导致的片块化发展模式不仅直接抑制了规模效应的发挥,阻碍了要素的自由流动和资源的优化配置,降低了要素的配置效率,其对于市场竞争的限制还降低了企业进行制度革新和管理变革的积极性,从而不利于效率改善效应的发挥。不仅如此,就市场分割与技术进步效应之间的关系而言,地方保护主义行为和市场分割策略降低了企业开展技术创新的积极性,其所引发的空间资源错配也是抑制创新生产效率提升的重要因素,进而也不利于技术进步效应的发挥。

本文还采用动态空间面板杜宾模型对市场分割影响效率改善效应和技术进步效应的作用效果进行了检验和识别,这里依然报告的是采用偏微分方法处理的短期和长期维度中的直接效应、间接效应和总效应的结果,并采用表6对相关的估计结果进行了报告。其中,Panel A表示效率改善效应的相关估计结果,Panel B表示技术进步效应的相关估计结果。

表6 传导机制检验估计结果

|                   | 短期效应                 |                      |                      | 长期效应                 |                      |                      |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                   | 直接效应                 | 间接效应                 | 总效应                  | 直接效应                 | 间接效应                 | 总效应                  |
| Panel A: 效率改善效应   |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| <i>Segment</i>    | -0.047***<br>(0.008) | -0.059***<br>(0.019) | -0.106***<br>(0.022) | -0.055***<br>(0.010) | -0.059***<br>(0.021) | -0.114***<br>(0.024) |
| $\tau$            | 0.178***(0.049)      |                      |                      |                      |                      |                      |
| $\rho$            | 0.306***(0.059)      |                      |                      |                      |                      |                      |
| $\varphi$         | -0.131(0.084)        |                      |                      |                      |                      |                      |
| 样本数               | 403                  |                      |                      |                      |                      |                      |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.195                |                      |                      |                      |                      |                      |
| Panel B: 技术进步效应   |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| <i>Segment</i>    | -0.094***<br>(0.009) | -0.383***<br>(0.030) | -0.476***<br>(0.035) | -0.191***<br>(0.017) | -0.839***<br>(0.067) | -1.031***<br>(0.078) |
| $\tau$            | 0.481***(0.043)      |                      |                      |                      |                      |                      |
| $\rho$            | 0.556***(0.041)      |                      |                      |                      |                      |                      |
| $\varphi$         | -0.245***(0.056)     |                      |                      |                      |                      |                      |
| 样本数               | 403                  |                      |                      |                      |                      |                      |
| 组内 R <sup>2</sup> | 0.445                |                      |                      |                      |                      |                      |

由表6所示的传导路径检验结果可知,Panel A中效率改善效应结果显示,无论是在短期还是长期中,市场分割影响效率改善效应的直接效应、间接效应和总效应均显著为负,说明市场分割抑制了效率改善效应的发挥。地方保护主义行为和市场分割策略在抑制规模效应发挥、阻碍资源优化配置、降低资源配置效率过程中,也阻碍了企业的制度革新和管理变革,从而不利于效率改善效应的发挥。就Panel B所示的技术进步效应估计结果可知,市场分割对技术进步效应具有显著的负向影响,说明市场分割和空间资源错配抑制了技术进步效应的发挥,地方保护主义行为降低了企业开展技术创新的积极性,从而也不利于那些绿色技术和清洁工艺的研发。上述研究结论说明了市场分割对于绿色全要素生产率提升和绿色经济增长的影响路径主要是通过效率改善和技术进步两个方面产生作用的。

#### (四)稳健性检验

为了进一步验证以上研究结果的稳健性,本文拟从以下三个方面进行稳健性检验:

第一,基于地理距离的空间权重矩阵。前文的基准回归模型中我们采用的是地理邻接形

式的空间关联矩阵对区域之间的关系进行刻画。但是,地理邻接关系可能无法完全涵盖地区之间的空间关系,比如那些在地理距离上相近,但又不邻接的地区之间可能也存在着一定的关系,即北京市和江苏省在空间位置上并不邻接,但是这并不意味着北京市和江苏省地方政府之间不存在关系,且北京市与江苏省之间的空间关联的程度与北京市和西藏自治区之间的空间关联程度也并不一致。如果单纯采用地理邻接矩阵可能也无法完全刻画区域之间的关系。因此,根据地理学第一定律的解释,任何经济事物与周围事物均存在着联系,且距离近的事物总比距离远的事物联系更为紧密(Tobler, 1970)。参考Paas和Schlitte(2006)的研究,本研究进一步构建基于地区间地理距离的空间距离权重矩阵。其具体形式为:如果*i*不等于*j*,则元素可以表示为:

$$w = \frac{1}{d_{ij}^2} \quad (5)$$

式(5)中,*d*表示根据国家基础地理信息系统提供的地级市经纬度数据所测算的地区*i*和*j*之间的球面地理距离。基于空间距离权重矩阵,本研究对式(4)所示的动态空间面板杜宾模型进行了再次估计,并同样采用偏微分方法对估计结果进行分解,以此作为本研究的第一个稳健性检验。基于该方法的稳健性检验结果如表7中的Panel A所示。

第二,基于规模报酬可变的ML指数。在前文研究中,我们所选取和测算的ML指数是基于规模报酬不变的假设进行的,即假定所有的厂商都是在最优规模条件下进行生产。但是,在实际中,企业的生产前沿可能会受到不完全竞争以及外部性等因素的干扰,这导致企业时常在一个非最优生产规模报酬中,此时的生产前沿面表现为规模报酬可变。基于此,我们再次使用MaxDEA软件测算了基于规模报酬可变假设的ML指数,并将其作为绿色全要素生产率的替代指标纳入动态空间面板杜宾模型中,以此作为本研究的第二个稳健性检验,其估计结果如表7中的Panel B所示。

第三,基于两阶段最小二乘法的空间自滞后模型。基于稳健性的考虑,我们将进一步参考Vega和Elhorst(2015)、沈坤荣等(2017)的研究方法,采用空间自滞后模型(Spatial Lag of X, SLX)对市场分割影响绿色经济增长的效果进行估计,该模型如式(6)所示:

$$GTFP_{it} = \alpha + \beta_1 Segment_{it} + \beta_2 wSegment_{it} + \gamma X_{jit} + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中,*Segment*和*wSegment*是本文的核心解释变量,前者表示本地的市场分割程度,而后者则表示相邻地区的市场分割程度,其主要是由空间关联矩阵*w*与市场分割程度*Segment*乘积构成; $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 为核心解释变量的估计系数,分别表示本地区市场分割和相邻地区市场分割对绿色经济增长的影响效应;*X*为*j*个可能影响绿色经济增长的控制变量, $\gamma$ 表示其估计系数; $\eta_t$ 和 $\mu_i$ 分别表示不可观测的时间特征和个体特征, $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。

表 7 稳健性检验的估计结果

|                             | 短期效应                 |                      |                      | 长期效应                 |                      |                      |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                             | 直接效应                 | 间接效应                 | 总效应                  | 直接效应                 | 间接效应                 | 总效应                  |
| Panel A: 基于地理距离的空间权重矩阵      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| <i>Segment</i>              | -0.022**<br>(0.011)  | -0.149*<br>(0.083)   | -0.172**<br>(0.086)  | -0.040**<br>(0.018)  | -0.197***<br>(0.037) | -0.237***<br>(0.041) |
| $\tau$                      | 0.429***(0.047)      |                      |                      |                      |                      |                      |
| $\rho$                      | 0.692***(0.058)      |                      |                      |                      |                      |                      |
| $\varphi$                   | -0.334***(0.081)     |                      |                      |                      |                      |                      |
| 样本数                         | 403                  |                      |                      |                      |                      |                      |
| 组内 R <sup>2</sup>           | 0.318                |                      |                      |                      |                      |                      |
| Panel B: 基于规模报酬可变的 ML 指数    |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| <i>Segment</i>              | -0.104***<br>(0.011) | -0.245***<br>(0.034) | -0.349***<br>(0.039) | -0.181***<br>(0.019) | -0.495***<br>(0.069) | -0.676***<br>(0.078) |
| $\tau$                      | 0.391***(0.045)      |                      |                      |                      |                      |                      |
| $\rho$                      | 0.490***(0.048)      |                      |                      |                      |                      |                      |
| $\varphi$                   | -0.148***(0.063)     |                      |                      |                      |                      |                      |
| 样本数                         | 403                  |                      |                      |                      |                      |                      |
| 组内 R <sup>2</sup>           | 0.297                |                      |                      |                      |                      |                      |
| Panel C: 基于两阶段最小二乘法的空间自滞后模型 |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
|                             | 第二阶段估计结果             |                      |                      | 第一阶段估计结果             |                      |                      |
| <i>Constant</i>             | 1.785***(0.271)      |                      |                      | -16.506***(5.804)    |                      |                      |
| <i>IV-Slope</i>             | /                    |                      |                      | 2.384***(0.841)      |                      |                      |
| <i>Segment</i>              | -1.671***(0.650)     |                      |                      | /                    |                      |                      |
| <i>wSegment</i>             | -0.063****(0.008)    |                      |                      | /                    |                      |                      |
| 控制变量                        | yes                  |                      |                      | yes                  |                      |                      |
| 地区固定效应                      | yes                  |                      |                      | yes                  |                      |                      |
| 时间固定效应                      | yes                  |                      |                      | yes                  |                      |                      |
| F 值                         | /                    |                      |                      | 14.97                |                      |                      |
| 样本数                         | 434                  |                      |                      | 434                  |                      |                      |
| 组内 R <sup>2</sup>           | 0.611                |                      |                      | 0.667                |                      |                      |

事实上,空间自滞后模型能够直接估计自变量影响的直接效应和邻近效应,无须进一步计算,且估计方法也具有普遍性,普通面板计量模型的估计技术仍然适用于 SLX 模型(Vega & Elhorst, 2015),这也使得该模型近年来在国内广受欢迎(沈坤荣等,2017;金刚、沈坤荣,2018)。就 SLX 模型的估计方法来说,为了进一步控制市场分割影响绿色经济增长过程中可能存在较强的内生性问题,我们拟为市场分割寻找合适的工具变量,采用两阶段最小二乘法(2SLS)对式(6)所示的模型进行估计。基于此,考虑到市场分割的形成条件,并参考吕越等(2018)等学者的研究,本文选取各地区的平均地理坡度作为市场分割的工具变量。一方面,地理条件越是复杂、起伏越大的地区,其与外界的交流越少,形成市场分割的可能性也越大,满足相关性要求;另一方面,地理因素是长期地质运动的产物,且无论是从历史还是现实来

说,均无法断定地理因素本身决定了地区差异,满足排他性约束。本文采用平均地理坡度与2002-2015年中国商品零售价格总指数的乘积项作为最终的工具变量(*Slope*)。不仅如此,本文所采用的空间自滞后模型中纳入了邻近地区的市场分割作为核心解释变量之一,这就需要进一步考虑邻近地区的市场分割程度与本地区绿色经济增长之间也可能存在着双向因果关系。因此,参考沈坤荣等(2017)的方法,我们同时选择*Slope*的空间滞后项作为*wSegment*的工具变量。平均地理坡度数据基于中国90米分辨率数字高程数据,并采用ArcGIS软件计算得出。基于两阶段最小二乘法的模型估计结果如表7中的Panel C所示。

由表7所示的稳健性检验估计结果可知,Panel A中,采用基于地理距离形式的空间权重矩阵后,市场分割影响绿色全要素生产率的直接效应、间接效应和总效应在短期和长期中均是显著为负的,说明市场分割不利于绿色全要素生产率的提升和绿色经济增长。Panel B所示的结果显示,采用基于规模报酬可变假设的ML指数后,市场分割对绿色全要素生产率的影响效应依然显著为负,说明市场分割不利于绿色经济增长。Panel C中采用空间自滞后模型和两阶段最小二乘法的估计结果显示,本地区市场分割和周边地区的市场分割对本地区绿色经济增长均具有显著的负向影响,说明市场分割抑制了绿色经济增长,这与基准回归模型的估计结果基本一致。综上所述,本研究的结论具有较好的稳健性。

## 五、总结与启示

区域经济增长过程中往往同时伴随着期望产出和非期望产出的变化,将二者同时纳入一个统一的分析框架内,考察市场分割对绿色经济增长的影响效应势必有助于更加全面地认识市场分割的经济后果。本文采用ML指数方法测算了中国2002-2015年中国分省区的绿色全要素生产率,并采用动态空间面板杜宾模型实证分析了市场分割对绿色全要素生产率的影响效应。主要研究结论和启示如下:

考察期内,市场分割影响绿色全要素生产率的直接效应、间接效应和总效应均显著为负,说明地方政府的保护主义行为以及由此所引发的市场分割在抑制区域经济增长过程中也显著加剧了环境污染,从而也直接抑制了绿色经济增长。就传导路径的估计结果可知,市场分割影响效率改善效应的直接效应、间接效应和总效应在短期和长期中显著为负,说明地方政府之间的地方保护主义行为和市场分割策略显著地抑制了效率改善效应的发挥;就技术进步效应来说,无论是在短期还是长期中,市场分割的影响系数亦均显著为负,说明市场分割阻碍了各类清洁技术和先进生产工艺的发明,也抑制了技术进步效应的发挥。因此,上述研究结论验证了市场分割在影响绿色经济增长过程中存在效率改善和技术进步两条路径。

“既要金山银山,也要绿水青山”的绿色经济增长是经济增长与环境质量同时提升的耦合过程,这也是国民经济高质量发展的题中之义。从世界经济发展的历史以及当前中国经济发



展的现状来看,经济增长绝不能以牺牲环境为代价,而环境保护也绝不是与经济增长“不可兼得”,同时实现经济增长和环境质量提升“双赢”局面的绿色经济增长有助于实现国民经济高质量发展。因此,在今后工作中,各级政府要树立绿色发展“既要金山银山,也要绿水青山”、“绿水青山就是金山银山”的观念,摒弃那种“经济增长与环境保护不可兼得”的落后思维,大力发展循环经济、生态友好型经济和绿色经济,淘汰落后产能,促进产业结构向绿色化、高级化的方向进行转变,努力实现经济增长和生态环境保护的“双赢”。地方政府还需要建立环境保护的经济激励机制,营造绿色发展的地区氛围;加大对那些以牺牲生态环境、不落实环境保护责任的经济行为的惩罚力度等。绿色技术进步和绿色效率改善是提升绿色全要素生产率、实现绿色经济增长的关键所在。各级政府要建立支持企业绿色技术创新的外部环境和政策体系。企业等市场主体不仅要加强绿色技术研发,立足自主创新,以绿色技术创新为重点,形成竞争优势;还需要加强本身的制度建设,在企业内部建立绿色发展的企业文化,形成绿色化管理,提升企业管理效率。

## 参考文献:

- [1] 曹春方,张婷婷,范子英. 地区偏袒下的市场整合[J]. 经济研究,2017,(12):91-104.
- [2] 陈超凡. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于ML生产率指数及动态面板模型的实证研究[J]. 统计研究,2016,(3):53-62.
- [3] 陈阳,唐晓华. 制造业集聚和城市规模对城市绿色全要素生产率的协同效应研究[J]. 南方经济,2019(3):71-89.
- [4] 傅京燕,胡瑾,曹翔. 不同来源FDI、环境规制与绿色全要素生产率[J]. 国际贸易问题,2018,(7):134-148.
- [5] 符淼,黄灼明. 我国经济发展阶段和环境污染的库兹涅茨关系[J]. 中国工业经济,2008,(6):35-43.
- [6] 葛鹏飞,黄秀路,韩先锋. 创新驱动与“一带一路”绿色全要素生产率提升——基于新经济增长模型的异质性创新分析[J]. 经济科学,2018,(1):37-41.
- [7] 桂琦寒,陈敏,陆铭,陈钊. 中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析[J]. 世界经济,2006,(2):20-30.
- [8] 金刚,沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴? ——环境规制执行互动与城市生产率增长[J]. 管理世界,2018,(12):43-55.
- [9] 李玲,陶锋. 中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济2012,(5):72-84.
- [10] 刘瑞明. 国有企业、隐性补贴与市场分割:理论与经验证据[J]. 管理世界,2012,(4):21-32.
- [11] 陆铭,陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?[J]. 经济研究,2009,(3):42-52.
- [12] 吕越,盛斌,吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗?[J]. 中国工业经济,2018,(5):5-23.
- [13] 邵帅,李欣,曹建华,杨莉莉. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究,2016,(9):73-88.
- [14] 沈坤荣,金刚,方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗?[J]. 经济研究,2017,(5):44-59.

- [15] 沈凌,田国强. 贫富差别、城市化与经济增长——一个基于需求因素的经济学分析[J]. 经济研究, 2009,(1):17-29.
- [16] 王兵,刘光天. 节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角[J]. 中国工业经济,2015,(5):57-69.
- [17] 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.
- [18] 张为付,李逢春,胡雅蓓. 中国CO<sub>2</sub>排放的省际转移与减排责任度量研究[J]. 中国工业经济,2014,(3):57-69.
- [19] 赵奇伟,熊性美. 中国三大市场分割程度的比较分析:时间走势与区域差异[J]. 世界经济,2009,(6):41-53.
- [20] 朱文涛,吕成锐,顾乃华. OFDI、逆向技术溢出对绿色全要素生产率的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境,2019,(9):63-73.
- [21] Anselin, L., and J. L. Gallo. Interpolation of Air Quality Measures in Hedonic House Price Models: Spatial Aspects[J]. *Spatial Economic Analysis*, 2006, 1(1): 31-52.
- [22] Bian, Y. C., K. Y. Song, and J. H. Bai. Market Segmentation, Resource Misallocation and Environmental Pollution[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 228: 376-387.
- [23] Chung, Y. H., R. Färe, and S. Grosskopf. Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach[J]. *Journal of Environmental Management*, 1997, 51: 229-240.
- [24] Elhorst, J. P. Dynamic Spatial Panels: Models, Methods, and Inferences[J]. *Journal of Geographical Systems*, 2012, 14(1): 5-28.
- [25] Fan, C. S. and X. Wei. The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China[R]. 2003.
- [26] Färe, R., S. Grosskopf, and C. Pasurka. Accounting for Air Pollution Emissions in Measuring State Manufacturing Productivity Growth[J]. *Journal of Regional Science*, 2001, 41: 381-409.
- [27] He, L. Y., L. H. Zhang, Z. Q. Zhong, D. P. Wang, and P. Wang. Green Credit, Renewable Energy Investment and Green Economy Development: Empirical Analysis Based on 150 Listed Companies of China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019, 208(20): 363-372.
- [28] Jia, R. X. Pollution for Promotion[R]. 2013.
- [29] LeSage, J. P. and R. K. Pace. Spatial Econometric Modeling of Origin-Destination Flows[J]. *Journal of Regional Science*, 2008, 48(5): 941-967.
- [30] LeSage, J. P. and R. K. Pace. Introduction to Spatial Econometrics[M]. USA: Chapman & Hall CRC Press, 2009.
- [31] Lin, B. Q. and Z. Y. Chen. Does Factor Market Distortion Inhibit the Green Total Factor Productivity in China? [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 197(1): 25-33.
- [32] Paas, T. and F. Schlitte. Regional Income Inequality and Convergence Processes in the EU-25 [R]. 2006.
- [33] Pittman, R. W. Multilateral Productivity Comparisons with Undesirable Outputs[J]. *Economics Journal*, 1983, 93: 883-891.
- [34] Song, M. L., J. T. Du, and K. H. Tan. Impact of Fiscal Decentralization on Green Total Factor Productivity [J]. *International Journal of Production Economics*, 2018, 205: 359-367.
- [35] Tobler, W. R. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region[J]. *Economic Geography*, 1970, 46(2): 234-240.
- [36] Vega, S. H. and P. Elhorst. The SLX Model[J]. *Journal of Regional Science*, 2015, 55(3): 339-363.
- [37] Yu, J., R. D. Jong, and L. F. Lee. Quasi-maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data

with Fixed Effects When both N and T are Large[J]. *Journal of Econometrics*, 2008, 145: 118–134.

[38] Zhao, X. M., C. J. Liu, and M. Yang. The Effects of Environmental Regulation on China's Total Factor Productivity: An Empirical Study of Carbon-intensive Industries[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 179(1): 325–334.

## Market Segmentation and High-quality Economic Development: Evidence from the Perspective of Green Growth

Bian Yuanchao<sup>a</sup>, Wu Lihua<sup>b</sup> and Bai Junhong<sup>a</sup>

(a: Business School, Nanjing Normal University;

b: School of Economics and Management, Southeast University)

**Abstract:** Under the fiscal decentralization, the local government is faced with the dual responsibility of promoting the regional economic growth and improving the quality of environmental public goods. Therefore, to achieve the “win-win” situation of economic growth and environmental governance of green economic growth has become one of the important contents of local government work in the context of high-quality development. Based on the perspective of green economic growth, this paper uses Dynamic Spatial Durbin Panel Model to analyze the impact of market segmentation on high-quality economic development. The results show that the direct effect, indirect effect and total effect of market segmentation on GTFP are significantly negative in the short term and long term, which indicates that local government's protectionist behavior and the market segmentation caused by it also significantly aggravate environmental pollution in the process of restraining regional economic growth, thus directly restraining green economic growth. The results of transmission mechanism test based on efficiency improvement and technology progress show that the direct effect, indirect effect and total effect of market segmentation on efficiency improvement are significantly negative in the short term and long term, which shows that local protectionist behavior and market segmentation strategy between local governments significantly inhibit the efficiency improvement effect. As far as the effect of technological progress is concerned, whether in the short term or in the long term, the influence coefficient of market segmentation is also significantly negative, indicating that market segmentation hinders the invention of all kinds of clean technologies and advanced production processes, and inhibits the exertion of the technological progress. The conclusion of the study can provide useful enlightenment for improving the quality of economic development, promoting the growth of green economy and optimizing the relationship between local governments. This paper suggests that governments at all levels should establish an external environment and policy system to support enterprise green technology innovation.

**Keywords:** Market Segmentation; Green Economic Growth; ML Index; Dynamic Spatial Durbin Panel Model; High Quality Development

**JEL Classification:** Q56

(责任编辑:卢玲)