

“诅咒”还是“福音”：资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长？*

李江龙 徐 斌

内容提要：现有关于资源丰裕如何影响经济发展的研究更多强调自然资源与纯经济增长的关系，而往往忽略了资源丰裕对绿色可持续发展的影响。本文利用地级市数据，采用非径向方向距离函数构造绿色经济增长评价指标，进而实证考察了资源丰裕程度对绿色经济增长的影响，并对其影响机制和传导途径进行了探讨。结果表明，资源丰裕会对该地的绿色经济增长造成“诅咒”，主要是由于经济分工以及伴随而来的锁定效应和路径依赖，加上提高资源环境效率的激励不足，资源丰裕城市在实现绿色经济增长方面会逐步处于劣势。在传导途径上，主要是通过挤出科技研发投入和对外贸易，并提高第二产业在经济中的比重，进而对绿色经济增长造成负向影响。本文为考察经济绿色增长转型以及资源与可持续发展的关系提供了新的视角。

关键词：绿色经济增长 资源诅咒 创新激励 产业分工

一、引言

改革开放四十年来，中国经济增长取得举世瞩目的成就。与1978年相比，2016年实际GDP增长了30倍。但是，伴随快速经济增长，资源耗竭和环境污染成为中国可持续发展的严重制约，特别是雾霾等环境问题大面积集中爆发，更是将经济发展的可持续问题摆在了公众和政府面前。对于中国这样的发展中大国，“发展是第一要务”，因为解决十三亿人口的吃饭和就业问题依然需要经济保持较快速度增长。如何在“经济增长、资源节约、环境友好”三者之间进行权衡取舍是政府面临的难题。中国迫切要实现绿色经济增长转型，即在兼顾经济增长的同时尽可能实现资源节约和环境改善，以走出一条“创新、协调、绿色、开放、共享”的发展道路，推进绿色发展，建设美丽中国（习近平，2017）。

与绿色经济增长转型密切相关的另一个典型事实是，资源丰裕的城市可能面临更为严重的资源和环境问题。以陕西省为例，陕西省有6个城市列入全国113个大气污染防治重点城市：西安、咸阳、延安、宝鸡、渭南、铜川。除了西安，其他5个城市全部属于国务院《全国资源型城市可持续发展规划（2013—2020年）》中划定的陕西9个资源型市县。再比如，山西省大同市是中国典型的资源型城市，被称为中国的“煤都”，其经济长期依赖以煤炭为主体的开发、利用和加工的资源密集型产业，能耗高且效率低，是全国113个重点监测城市中污染最严重的城市之一。在河南平顶山、江苏徐州、黑龙江大庆、山东济宁等资源型城市，类似的情况也同样存在。我们采用采掘业从业人数来度量资源丰裕程度，计算了2003—2012年资源丰裕度最靠前和最靠后的5个城市的能源强度

* 李江龙，西安交通大学经济与金融学院，邮政编码：710061，电子信箱：lijianglong@mail.xjtu.edu.cn；徐斌（通讯作者），江西财经大学统计学院，邮政编码：330013，电子信箱：xubin9675@163.com。作者感谢国家自然科学基金重点项目（17AZD013）的资助。本文为“首届中国能源与环境经济学者论坛”优秀论文，作者感谢与会者的建设性建议，感谢匿名审稿人提出的宝贵建议，文责自负。

以及三种污染物排放强度的年均变化情况(见图1)。^①可以看出,相对于资源较贫乏的城市,资源丰裕城市的能源强度和污染排放强度下降的速度较为缓慢。

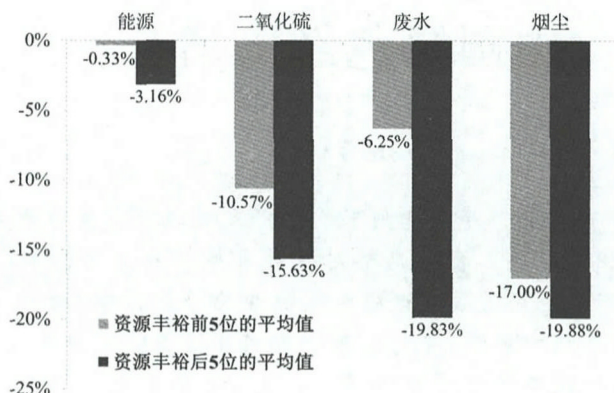


图1 资源丰裕度最前和最后五个城市的能源强度和污染排放强度年均变化(2003—2012年)

几个原因可能导致资源丰裕程度不同的城市在实现绿色增长上的差异:一方面,丰富的自然资源使该地区较少受到资源不足的制约,从而提高资源使用效率的激励不足;另一方面,自然资源会使得潜在的创新者在资源部门工作,从而挤出企业活动和创新行为,造成资金从研发部门向初级产品部门转移。更重要的是,资源丰富地区在资源开采部门和以资源为依托的重化工业具有比较优势,从而更多发展资源密集型产业,并形成路径依赖和锁定效应。这些都不利于资源丰裕的地区实现绿色增长,从而导致绿色经济增长转型面临“资源诅咒”。

资源对经济增长是“诅咒”还是“福音”,目前已经有很多研究且解释众说纷纭。近四十年来很多资源丰裕国家的经济增长历史表明,资源丰裕对实现一国快速经济增长并不是充分条件,反而更可能成为一种经济增长的陷阱。新政治经济学的研究主要从资源收入诱发寻租(Deacon & Mueller, 2006)、腐败(Leite & Weidmann, 2002)和内战(Angrist & Kugler, 2008)等角度出发;更多研究则从“挤出”逻辑入手,认为资源开发挤出了驱动经济增长的某些因素,从而导致经济发展停滞(Sachs & Warner, 2001; 邵帅和齐中英, 2008)。特别是资源丰裕可能导致制造业萎缩,引起“荷兰病”(Sachs & Warner, 1997, 1999),而且制造业部门具有学习、积累和传承效应,制造业衰退会降低一国的劳动生产率,更会使一国经济失去活力。关于资源对经济增长影响的更多代表性研究参见方颖等(2011)、Van der Ploeg(2011)、邵帅等(2013)、万建香和汪寿阳(2016)等。但是,现有文献鲜有研究资源对可持续发展的影响。因此,本文在测度地级市绿色经济增长率的基础上,对资源禀赋条件不同地区的绿色经济增长情况进行横纵向维度的分析比较。特别地,本文在对于绿色经济增长的来源进行分解的基础上,详细分析和探讨了资源丰裕程度对绿色经济增长的影响机制与传导途径。^②

这对资源型城市发展过程中如何保护资源和环境,具有重要的政策含义。从区域经济的角度而言,中国的资源与市场呈逆向分布,东部地区虽然市场空间较大,但是资源更多地分布在西部地区,这可能使得西部大开发过程中资源丰裕城市面临实现绿色经济增长转型的更大挑战。通过探索资源禀赋条件对绿色经济增长的影响机制与传导途径,本文可以为资源型城市绿色经济增长转

^① 能源强度和污染物排放强度分别定义为能源消费和污染物排放与实际GDP的比值。

^② 本文中“影响机制”指的是通过直接作用于绿色经济增长的某些组成部分,从而对绿色经济增长造成影响;“传导途径”指的是通过作用于某种对绿色经济增长可能产生影响的因素,进而间接地传导到绿色经济增长,例如,资源丰裕可能会影响因素X,然后X再对绿色经济增长造成影响,则X就成为一条传导途径。

型提供经验研究的基础。

本文的贡献主要体现在四个方面:第一,从绿色经济增长的三个基本内涵出发,构建了中国绿色经济增长评价指标,综合考虑经济增长、资源节约和环境改善,具有代替纯GDP考核指标的操作便捷性,为考察中国经济绿色增长提供了一个新的视角,是对现有研究的有益补充。第二,以资源丰裕程度进行分类,分别对地级市绿色经济增长进行横纵维度的比较,并对两者之间的关系进行经验研究,揭示了资源禀赋可能对实现绿色经济增长造成的负面影响。第三,对这一影响背后的影响机制和传导途径进行了解读,并采用计量方法进行了验证,这对于资源型城市实现可持续发展具有政策指导意义。第四,目前文献主要采用省级数据或者工业两位数行业数据,本文将研究进一步细化到地级市层面。与绿色经济增长转型密切相关的节能减排目标是从中央到省级再到地级市层层分解,由于各地区之间产业发展水平、节能减排空间存在比较大的差异,需要尽可能细化地分析各地的具体情况,才能因地制宜地探索中国绿色经济增长的转型之路,以差异化路线取代“一刀切”政策(魏楚等,2010)。

本文余下部分的结构安排如下:第二节是测算中国绿色经济增长的方法;第三节为测算结果分析,并构建计量模型,对资源丰裕程度与绿色经济增长之间的关系进行经验研究;第四节在对中国绿色经济增长进行分解的基础上,研究了资源丰裕程度对绿色经济增长的影响机制与传导途径;第五节是本文结论和政策建议。

二、中国绿色经济增长的测度

对绿色经济增长的研究,首先面临的难点是测度问题。因为绿色经济增长本身是不可以直接观测的,需要借助数学规划方法或计量经济学技术。文献中关于绿色经济增长转型的研究往往以节能减排作为分析的着力点,因为节能减排是中国推动转变传统高能耗高污染经济增长方式的突破口和重要抓手(魏楚等,2010;陈诗一,2012)。提高能源环境绩效是在平衡经济产出的前提下减少能源投入和污染物排放,因此对推动绿色经济增长转型至关重要(陈诗一,2010,2012;景维民和张璐,2014;王兵和刘光天,2015)。虽然分析框架各有不同,但是上述文献的出发点都是对能源环境绩效的度量。

研究方法上,现有文献对能源环境绩效的度量方法大体可分为两类:单要素指标和全要素指标(Li & Hu, 2012)。单要素指标忽略了资本、劳动等投入要素对能源的替代,存在一定的局限(林伯强和刘泓汛,2015)。因此,在新古典生产理论的框架下,纳入资本等其他投入要素的能源环境全要素生产率得到广泛发展和应用。生产的结果除了得到正常的“好”产品(期望产出)外,污染物作为伴随生产过程的一种“坏”的副产品(非期望产出),也同时被“生产”了出来。一般而言,期望产出与非期望产出之间存在一定程度的伴生关系。由于可以兼顾期望产出和非期望产出,距离函数(distance function)被广泛应用于能源环境全要素生产率的度量中。

距离函数可分为两类:谢泼德距离函数(Shephard Distance Function, SDF)和方向距离函数(directional distance function, DDF)。SDF假设期望产出和非期望产出按同比例扩大或者缩减,因此无法在保障期望产出的前提下实现污染物减排。但是测度绿色经济增长,需要协调这两者之间的矛盾,即在节约资源的同时,尽可能多得到期望产出并减少非期望产出。

为了解决这一问题,Chung et al. (1997)提出了DDF模型,其优势在于可以在技术可行集允许的范围内,同时实现期望产出的增加和非期望产出的减少,而这正是绿色经济增长的关键和核心。近年来有大量的文献采用DDF度量能源环境全要素生产率,但DDF模型假设期望产出的扩张以及投入要素和非期望产出的缩减是严格等比例的,这可能导致“松弛偏误”(Fukuyama & Weber, 2009)。因此,非径向方向距离函数(non-radial DDF, NDDF)被发展出来,进一步放松了等比例变

化的假设条件 (Zhang & Choi, 2013; 林伯强和刘泓汛, 2015)。

鉴于此, 本文采用 NDDF 方法构建绿色经济增长率。假设存在 $i = 1, 2, \dots, N$ 个地区作为基本决策单元 (decision-making unit, DMU), 一共有 $t = 1, 2, \dots, T$ 期, 每个地区在每期投入要素 $x \in R_+^M$ 进行生产, 得到期望产出 $y \in R_+^R$, 同时作为伴生的非期望产出 (副产品), 产生了污染物 $u \in R_+^J$ 。其中, 上标 M, R 和 J 分别表示投入、期望产出、非期望产出的种类。这种“多投入多产出”的生产技术可以表示为:

$$P = \{ (x, y; u) : x \text{ 可以生产 } y, \text{ 同时产生副产品 } u \} \quad (1)$$

上述同时刻画期望产出和非期望产出的生产技术, 除了满足生产函数理论的基本公理 (Färe et al., 2005), 还假设生产技术集 P 满足以下条件: 第一, 期望产出与非期望产出的联合集需满足弱可处置性; 第二, 期望产出与非期望产出零交集。即:

- (a) 若 $(x, y; u) \in P$ 且 $0 \leq \theta \leq 1$, 则 $(x, \theta y; \theta u) \in P$;
- (b) 若 $(x, y; u) \in P$ 且 $u = 0$, 则 $y = 0$ 。

弱可处置性条件 (a) 刻画了污染物减排是有成本的, 零交集条件 (b) 意味着生产过程中污染物排放是不可避免的。正是由于污染物排放是生产过程的必要条件且减排是有成本的, 才需要在经济快速增长与环境可承受之间寻求平衡, 即实现绿色经济增长。

本文中, 投入要素包含资本 (K)、劳动 (L) 和能源 (E), 期望产出采用 GDP 进行度量, 非期望产出包括烟尘 (D)、二氧化硫 (S) 和废水 (W)。为了增加各期之间能源环境绩效的可比性, 本文的基准模型采用全局生产技术进行设定 (Oh, 2010), 即采用研究期内的所有样本点构建生产前沿面。在后文影响机制部分将会扩展这一设定。借鉴 Zhou et al. (2012), 生产函数表示为:

$$P = \left\{ \begin{array}{l} (K, L, E, Y, D, S, W) : \sum_{i=1}^T \sum_{i=1}^N \lambda_{it} K_{it} \leq K, \sum_{i=1}^T \sum_{i=1}^N \lambda_{it} L_{it} \leq L \\ \sum_{i=1}^T \sum_{i=1}^N \lambda_{it} E_{it} \leq E, \sum_{i=1}^T \sum_{i=1}^N \lambda_{it} Y_{it} \geq Y, \sum_{i=1}^T \sum_{i=1}^N \lambda_{it} D_{it} = D \\ \sum_{i=1}^T \sum_{i=1}^N \lambda_{it} S_{it} = S, \sum_{i=1}^T \sum_{i=1}^N \lambda_{it} W_{it} = W, \lambda_{it} \geq 0 \end{array} \right\} \quad (2)$$

接下来定义距离函数。Chung et al. (1997) 将 DDF 函数引入环境效率评价, 其距离函数定义为在实现产出扩张的同时, 尽可能减少污染物排放:

$$\vec{D}(K, L, E, Y, D, S, W; g) = \sup \{ \beta : ((K, L, E, Y, D, S, W) + \beta g) \in P \} \quad (3)$$

对于给定投入 (K, L, E), 产出 Y 和污染物 (D, S, W) 按照相同的比例扩张和收缩, β 就是产出扩张和污染物减排的最大可能比例。由于假设产出和污染物以相同的比例变化, 用 (3) 式定义的 DDF 测度能源环境绩效可能带来松弛变量的偏误 (Fukuyama & Weber, 2010)。

鉴于此, Zhou et al. (2012) 放松了 DDF 中期望产出与非期望产出必须同比例增加和减少的限制, 定义了 NDDF, 允许两类产出的增减比例不一致, 同时也避免了 DDF 可能存在的松弛偏差问题。借鉴 Zhou et al. (2012), 构造非径向方向距离函数如下:

$$\vec{ND}(K, L, E, Y, D, S, W; g) = \sup \{ w^T \beta : ((K, L, E, Y, D, S, W) + g \cdot \text{diag}(\beta)) \in P \} \quad (4)$$

其中, 松弛向量 $\beta = (\beta_K, \beta_L, \beta_E, \beta_Y, \beta_D, \beta_S, \beta_W)^T \geq 0$ 是各投入产出变量可以扩张和缩减的比例。可以看出, 向量 β 的不同元素可以有不同的数值, 相对于 DDF, 放松了同比例扩张期望产出和减少污染物排放这个假设。 $w = (w_K, w_L, w_E, w_Y, w_D, w_S, w_W)^T$ 表示在能源环境绩效评价中各投入产出变量的权重。 $g = (g_K, g_L, g_E, g_Y, g_D, g_S, g_W)$ 是方向向量, 表征期望产出扩张以及投入和非期望产出缩

减的方向。符号 $diag(\cdot)$ 对向量 β 进行对角化处理。

需要说明的是,根据不同的研究需要,权重向量 w 可以赋予各投入产出变量不同的权重,因此具有较好的灵活性(Lin & Du, 2015)。根据本文的研究需要,选取权重向量为 $w = (0, 0, \frac{1}{3}, \frac{1}{3}, \frac{1}{9}, \frac{1}{9}, \frac{1}{9})^T$,原因如下:首先,本文假设投入、期望产出和非期望产出是同等重要的,因此,三者各赋予同等权重。其次,(1)从严格意义上讲,由于投入要素间存在可替代性,在全要素能源环境效率的测度中,如果不将资本和劳动的无效率分离出来,现实经济中能源浪费的程度和污染物可减排的空间便无法获知(林伯强和杜克锐,2013)。因此,资本和劳动不纳入能源环境绩效评价指标构建的范围,设定权重为0,而能源投入的权重便为1/3。(2)期望产出只有一种,因此权重即为1/3。(3)非期望产出包含三种,本文将非期望产出部分的权重1/3平均地赋予三种污染物,即烟尘、二氧化硫和废水的权重为1/9。如林伯强和刘泓汛(2015)指出的,在没有其他先验信息的前提下,在全要素指标的构建中,将各种投入产出要素进行均等对待可能是更为合理的。与权重向量对应,方向向量定义为 $g = (0, 0, -E, Y, -D, -S, -W)$ 。

上述距离函数可以通过如下线性优化过程求解:

$$\begin{aligned} \vec{ND}(K, L, E, Y, D, S, W) &= \max \left\{ \frac{1}{3}\beta_E + \frac{1}{3}\beta_Y + \frac{1}{9}\beta_D + \frac{1}{9}\beta_S + \frac{1}{9}\beta_W \right\} \\ s. t. \quad &\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \lambda_{i,t} K_{i,t} \leq K, \quad \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \lambda_{i,t} L_{i,t} \leq L, \quad \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \lambda_{i,t} E_{i,t} \leq E - \beta_E g_E \\ &\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \lambda_{i,t} Y_{i,t} \geq Y + \beta_Y g_Y, \quad \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \lambda_{i,t} D_{i,t} = D - \beta_D g_D \\ &\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \lambda_{i,t} S_{i,t} = S - \beta_S g_S, \quad \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \lambda_{i,t} W_{i,t} = W - \beta_W g_W \\ &\lambda_{i,t} \geq 0, i = 1, 2, \dots, N \\ &t = 1, 2, \dots, T, \beta_E, \beta_Y, \beta_D, \beta_S, \beta_W \geq 0 \end{aligned} \tag{5}$$

其经济内涵是在资本和劳动投入既定的情况下,实现期望产出的最大化以及能源投入和污染物排放最小化,而最大及最小目标的相对重要性通过权重向量 w 予以刻画。求解(5)式,可以得到最优解 $\beta^* = (\beta_E^*, \beta_Y^*, \beta_D^*, \beta_S^*, \beta_W^*)^T$ 。^① 如果地区 i 在第 t 年实现最优生产,能源投入、期望产出和非期望产出的目标值分别为: $E_{it} - \beta_{E,it}^* \times E_{it}, Y_{it} + \beta_{Y,it}^* \times Y_{it}$ 和 $j_{it} - \beta_{j,it}^* \times j_{it}$,其中, $j = D, S, W$ 。同样,如果 $\beta_{s,it}^* = 0 (s = E, Y, D, S, W)$,则该决策单元在该种投入(或产出)上已经实现了最优。

接下来基于最优解构建能源环境绩效评价指标。为了在能源投入、期望产出与非期望产出之间进行权衡,本文采用目标能源强度与实际能源强度的比值定义能源绩效;类似地,采用目标污染物排放强度与实际值的比定义污染物排放绩效。最后对两者进行加权来定义绿色经济绩效指标(green economy performance index, $GEPI$),以综合能源和污染物排放的影响:

$$\begin{aligned} GEPI_{it} &= \frac{1}{2} \left(\frac{(E_{it} - \beta_{E,it}^* \times E_{it}) / (Y_{it} + \beta_{Y,it}^* \times Y_{it})}{E_{it} / Y_{it}} \right) + \frac{1}{2} \left(\frac{\frac{1}{3} \sum_{j=D,S,W} (j_{it} - \beta_{j,it}^* \times j_{it}) / (Y_{it} + \beta_{Y,it}^* \times Y_{it})}{j_{it} / Y_{it}} \right) \\ &= \frac{\frac{1}{2}(1 - \beta_{E,it}^*) + \frac{1}{2} \left(\frac{1}{3}(1 - \beta_{D,it}^*) + \frac{1}{3}(1 - \beta_{S,it}^*) + \frac{1}{3}(1 - \beta_{W,it}^*) \right)}{1 + \beta_{Y,it}^*} \end{aligned} \tag{6}$$

从(6)式的定义可知,绿色经济绩效指标 $GEPI \in [0, 1]$,其值越高,表明能源环境绩效越好。本文进一步定义绿色经济绩效的变化作为绿色经济增长指标(green economic growth index, $GEGI$),

^① 由于设定资本和劳动的权重为0,因此求解过程中不涉及 β_K 和 β_L 。

即：

$$GEGI = \frac{GEPI_{i(t+1)}}{GEPI_{it}} = \frac{GEPI(K_{i(t+1)}, L_{i(t+1)}, E_{i(t+1)}, Y_{i(t+1)}, D_{i(t+1)}, S_{i(t+1)}, W_{i(t+1)})}{GEPI(K_{it}, L_{it}, E_{it}, Y_{it}, D_{it}, S_{it}, W_{it})} \quad (7)$$

从(7)式出发, *GEGI* 定义为绿色经济增长率。在第四部分, 本文还将继续对 *GEGI* 进行分解, 以分析绿色经济增长驱动因素, 以及资源禀赋条件影响绿色经济增长的影响机制。

三、测度结果及回归分析

本文使用的数据包含了 2003—2012 年中国地级市的相关变量, 由于个别地级市相关变量的数据有所缺失, 本文最终选定 275 个地级市构成的面板数据集, 样本城市覆盖了除去直辖市、台湾、香港、澳门和西藏的所有行政省级单位, 原始数据均来源于 CEIC 数据库和《中国城市统计年鉴》。投入产出变量及相关数据说明见表 1。

表 1 测度绿色经济增长的投入产出变量及数据说明

类别	变量	数据及说明
投入	劳动 (<i>L</i>)	全市年末从业人员数。
	资本存量 (<i>K</i>)	采用“永续盘存法”对地级市资本存量数据进行估算。计算地级市资本存量的基期为 1996 年, 该年为样本序列中地级市固定资产投资 (<i>I</i>) 的起始年, 根据 Young (2002), 基期资本存量采用 1996 年固定资产投资的 10 倍进行计算, 然后通过“永续盘存法”对历年资本存量进行估算。地级市资本折旧率来源于向娟 (2011)。采用固定资产投资价格指数平减到 2003 年不变价。
	能源 (<i>E</i>)	电表自动记录的电力消费数据更加准确, 而且电力消费与能源消费存在很高的相关性 (林伯强 2003)。借鉴秦炳涛 (2014), 本文采用地级市电力消费数据作为衡量能源消费的指标。
期望产出	GDP (<i>Y</i>)	2003 年不变价的地级市实际 GDP。
非期望产出	烟尘 (<i>D</i>)	全市工业烟尘排放。2011 年前统计口径为烟尘排放量, 2011 年和 2012 年的数据包括烟尘和粉尘, 本文采用 2010 年烟尘排放占粉尘排放的比例进行缩放得到 2011 年之后可比口径的烟尘排放数据。
	二氧化硫 (<i>S</i>)	全市工业二氧化硫排放。
	废水 (<i>W</i>)	全市工业废水排放。

本文测算得到了 2003—2012 年间中国 275 个地级市的能源环境绩效情况。在结果展示中, 按照资源禀赋情况对样本进行划分, 分为资源一般区和资源丰富区。将资源丰裕程度高于 50% 分位数的地级市定义为“资源丰富区”, 低于 50% 的地区则定义为“资源一般区”。在衡量各地级市资源禀赋丰裕情况时, 以 GDP 为基础的度量指标往往容易将经济发展程度较高的地区“度量为”资源相对贫乏 (方颖等, 2011), 因此本文以采掘业从业人数作为反映该地区自然资源丰裕程度的指标。^①

图 2 绘制了不同资源丰裕程度地级市的绿色经济绩效的走势和绿色经济增长率的核密度分

^① 采用采掘业从业人数占总人数的比重进行度量也容易出现类似的情况。对于一个资源丰富同时人口较多的地级市, 虽然总量上有相当多的人从事资源相关行业, 但由于总人口的“稀释”, 使得其被度量为资源一般区。例如, 辽宁省鞍山市是典型的资源型城市, 采用相对人口指标进行度量资源丰裕度时会划分为资源一般区。

布。图2(a)的结果表明,中国绿色经济绩效仍均处于较低的水平(均值为0.170—0.311),但资源一般区的能源环境绩效总体优于资源丰富区。从绿色经济增长角度而言,中国2003—2012年绿色经济的平均增长率为9.3%,明显低于同期13.6%的实际GDP增长率,^①这说明资源节约和环境改善速度已经严重赶不上经济增长速度。资源丰裕程度不同的地级市之间绿色经济增长率的分布呈现明显差异(图2(b))。对于资源丰富的地级市,绿色经济增长率主要分布于7%附近(核密度分布最高点),而在12.1%—26.9%区间,资源禀赋条件一般的地级市显著多于资源丰富的地级市。

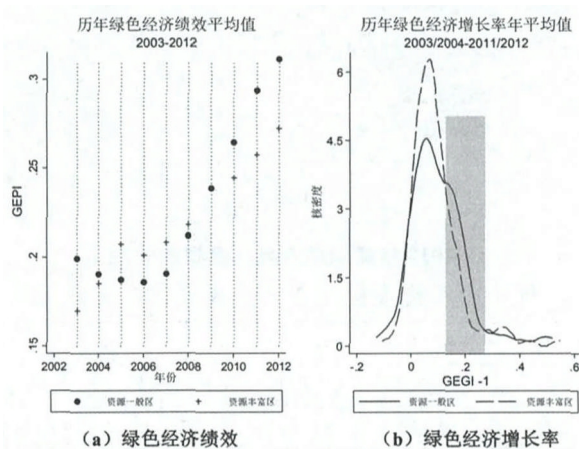


图2 绿色经济绩效与绿色经济增长率

本文比较了能源绩效和环境绩效。其中,能源绩效为 $\frac{(E_{it} - \beta_{E, it}^* \times E_{it}) / (Y_{it} + \beta_{Y, it}^* \times Y_{it})}{E_{it} / Y_{it}}$, 而环境绩效为 $\frac{1}{3} \sum_{j=D, S, W} \frac{(j_{it} - \beta_{j, it}^* \times j_{it}) / (Y_{it} + \beta_{Y, it}^* \times Y_{it})}{j_{it} / Y_{it}}$ 。图3是2012年能源绩效和环境绩效的散点关系图,斜线为45度线,位于斜线以上的地级市能源绩效优于环境绩效,而反之则位于斜线以下。在275个样本城市中,只有95个地级市的能源绩效低于环境绩效,而其余180个地级市的环境绩效均低于能源绩效。这说明2003—2012年期间,中国节能减排政策在落地实施过程中,节能比减排取得了更好的效果。其原因不难解释:由于二氧化硫、烟尘等污染物排放很多是与能源消耗直接相关的,比如说2012年煤炭燃烧导致的二氧化硫和烟尘排放分别占中国总排放量的86%和74%,加上能源安全一直是挥之不去的阴影。因此,在本文样本期间的中国节能减排战略实施过程中,节能可能被摆在更重要的位置,甚至通过“拉闸限电”等比较极端的方式满足节能目标,而与能源不直接相关的污染物排放控制则可能相对宽松。

本文进一步计算了能源投入和污染物排放的目标值,并且与实际值进行了对照。^②结果表明:第一,在不影响GDP的情况下,中国存在巨大的节能减排空间。以2012年为例,如果所有地级市都能实现有效率生产,中国以电力度量的能源消费可以减少1.9万亿千瓦时,烟尘、二氧化硫和废水分别可减少排放611.5万吨、1520.2万吨和156.4亿吨,分别占样本总计能源投入和污染排放的69.0%、77.2%、76.9%和74.2%。第二,资源丰裕城市存在更大的节能减排潜力。在2012年,非资源型城市在能源、烟尘、二氧化硫和废水方面可实现的节能减排潜力分别为65.5%、58.2%、76.5%和67.5%;而资源型城市对应的比例分别为72.9%、82.4%、77.1%和81.8%。第三,资源型和非资源型城市之间绿色经济绩效的差距是逐步拉大的(表2)。事实上,在2003年时,资源型

第一,在不影响GDP的情况下,中国存在巨大的节能减排空间。以2012年为例,如果所有地级市都能实现有效率生产,中国以电力度量的能源消费可以减少1.9万亿千瓦时,烟尘、二氧化硫和废水分别可减少排放611.5万吨、1520.2万吨和156.4亿吨,分别占样本总计能源投入和污染排放的69.0%、77.2%、76.9%和74.2%。第二,资源丰裕城市存在更大的节能减排潜力。在2012年,非资源型城市在能源、烟尘、二氧化硫和废水方面可实现的节能减排潜力分别为65.5%、58.2%、76.5%和67.5%;而资源型城市对应的比例分别为72.9%、82.4%、77.1%和81.8%。第三,资源型和非资源型城市之间绿色经济绩效的差距是逐步拉大的(表2)。事实上,在2003年时,资源型

① 13.6%的实际GDP增长率是基于各地级市实际GDP加总后计算得到的,而非全国统计口径的数据(10.5%)。

② 限于篇幅,资源丰富区和一般区能源投入和污染排放目标值没有一一列示,存留备案。

城市在废水和二氧化硫排放效率上仍具有优势，而且其能源消耗和烟尘排放相比非资源型城市的差别也不大，但是之后逐步被非资源型城市赶超。

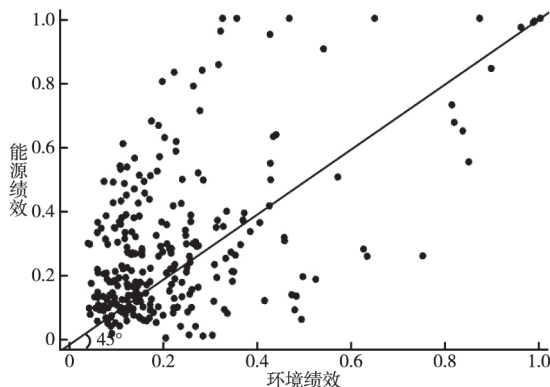


图3 2012年能源绩效与环境绩效的对比

表2

历年能源投入和污染物排放可减少比例

年份	资源一般区				资源丰富区			
	能源	烟尘	二氧化硫	废水	能源	烟尘	二氧化硫	废水
2003	74.65%	85.78%	70.11%	84.59%	73.38%	83.27%	41.65%	76.08%
2004	76.30%	84.82%	68.59%	85.00%	73.32%	82.05%	41.38%	75.78%
2005	75.72%	83.12%	65.51%	84.98%	71.75%	79.34%	37.86%	74.34%
2006	75.49%	82.60%	72.66%	85.40%	73.66%	80.26%	47.59%	76.52%
2007	72.73%	79.83%	74.82%	85.88%	74.73%	78.24%	55.54%	80.04%
2008	70.39%	78.59%	78.41%	83.52%	74.93%	77.81%	65.53%	81.41%
2009	67.10%	75.39%	79.31%	80.25%	72.22%	76.61%	70.09%	82.86%
2010	64.70%	70.90%	77.57%	75.07%	74.61%	73.45%	73.91%	83.33%
2011	62.57%	72.47%	74.15%	71.22%	71.77%	83.50%	74.39%	82.69%
2012	65.52%	58.18%	76.54%	67.53%	72.88%	82.39%	77.13%	81.76%

为了检验资源丰裕程度是否对绿色经济增长造成了负面影响，考虑如下面板数据模型：

$$GEGI_{it} = \alpha + \beta GEGI_{i(t-1)} + \delta mining_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \xi_1 t + \xi_2 t^2 + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中，与(8)式中一样 $mining_{it}$ 是核心解释变量，表示地级市采掘业从业人数的对数值。被解释变量的一期滞后项 $GEGI_{i(t-1)}$ 也被包含进回归方程，用于刻画上一期绿色经济增长情况对本期的影响。 X_{it} 是其他控制变量， μ_i 用于控制不随时间变化的个体异质性。为了控制绿色经济增长的时间趋势以及可能存在的非线性变化，时间项 t 及其平方 t^2 也加入回归方程(Chen & Golley, 2014)。 ε_{it} 是随机扰动项。由于作为被解释变量的绿色经济增长率 $GEGI_{it}$ 在测度过程中以资本、劳动等作为投入要素，而以 GDP 作为期望产出，因此可能与(8)式的解释变量相关而存在内生性问题。借鉴 Chen & Golley (2014)，本文采用 Arellano & Bover (1995) 提出的系统 GMM 进行估计。

控制变量主要包括文献中常见的可能影响本地绿色经济增长的因素：第一，制度变量，特别是地区市场化(Lin & Du, 2015)。本文采用私有部门职工数占本地从业人员总数的占比来衡量制度变量(蒋殿春和张宇, 2008)。第二，财政支出规模。当财政支出用于教育投入和改善基础设施等方面时是会有利于促进地区技术进步的，而当把财政支出用于行政管理上时可能会导致资源配置的扭曲，进而造成效率损失。本文采用财政支出占 GDP 的比重衡量财政支出规模。第三，环境规制可以刺激企业加快技术创新，更多使用清洁能源等，长期有利于提高效率(王兵等, 2008)，从而

有利于绿色经济增长。但是,环境规制增加了企业的治污投资成本,可能会因挤占企业的研发投入反而阻碍技术创新,短期内也可能会对绿色经济增长产生负面影响(Jaffe et al., 1995)。上述三个变量分别用 ownership、fiscal 和 regulation 表示。

表 3 第(1)列采用系统 GMM 估计了模型(8)中的参数,以检验资源丰裕程度对绿色经济增长的影响。结果表明,资源丰裕程度对地区绿色经济增长的影响系数为 -0.0146,且在 5% 水平下显著。市场化进程有利于提高绿色经济增长率,而政府支出规模和环境管制则有一定程度的负面影响。本文发现非常有趣的一点是,绿色经济增长率的一阶滞后项系数非常显著的为负。由于经济变量往往存在惯性,在大部分使用动态面板数据的文献中,被解释一阶滞后项的系数往往介于 0 到 1 之间。本文估计得到的一阶滞后项系数为 -0.123,且在 1% 水平上显著,表明中国地级市层面的绿色经济增长率处于波动的状态,即上一期较高的绿色经济增长率意味着本期绿色增长水平有所回落,进而在下一期绿色经济增长水平又将有所提升。一个典型化事实是,在中国以往的政治晋升制度下,“GDP 锦标赛”广泛存在,地方官员非常热衷于 GDP 和相关经济指标的排名(周黎安, 2007)。虽然节能减排也是约束目标,但是以 GDP 增长为代表的经济绩效指标才是官员选拔和晋升的标准,这导致经济增长中的“绿色”部分由于缺乏足够的激励而被摆在相对次要的位置,在节能减排政策和措施的落地实施上经常出现放任现象,等到不得已需要满足节能减排目标时,又通过拉闸限电等极端方式强行满足条件。国家工信部原部长李毅中就曾指出“节能减排有好的思路,但是没有很好的落实,一年紧一年松”。本文模型估计结果中一阶滞后项显著为负也验证了这种“一紧一松”的政策实施现象。

表 3 资源丰裕程度对绿色经济增长的影响:基本结果

	动态面板		静态面板	
	(1) 系统 GMM	(2) 系统 GMM	(3) 静态面板(FE)	(4) 静态面板(RE)
mining	-0.0146** (0.024)	-0.0391*** (0.000)	-0.0792* (0.078)	-0.0137* (0.073)
ownership	0.0214*** (0.002)	0.0242** (0.014)	0.0302* (0.075)	0.0177** (0.029)
fiscal	-0.0161 (0.208)	-0.0332** (0.022)	-0.0554 (0.218)	-0.0056 (0.682)
regulation	-0.0118*** (0.004)	-0.0145** (0.015)	-0.0105 (0.249)	-0.0070 (0.120)
<i>l.</i> GEGI	-0.1230*** (0.000)	-0.0657* (0.052)		
<i>l5.</i> GEGI		0.0232 (0.502)		
常数项	0.918*** (0.000)	0.520 (0.213)	0.989*** (0.000)	0.782*** (0.000)
<i>N</i>	2200	1100	2475	2475

注:*l.* 为滞后算子,表示对应变量滞后 1 期,*l5.* 则表示滞后 5 期。括号内为 p 值:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。以下各表同。

此外,我们检验了中国绿色经济增长是否存在“五年计划周期”现象。“五年计划”的末期是节

能减排的考核期，这一年有节能减排的压力，能源消耗可能被压低，与能源相关的污染排放也相应减少。而过后迎来新“五年计划”期，上一年被人为压低的能耗将在新“五年计划”的初期出现反弹，而且新“五年计划”第一年新上项目往往比较多，这也会带动能源消费和相关污染排放的增长。因此在模型(8)的基础上加入了绿色经济增长率的滞后5期，结果如表3第(2)列，可以发现滞后5期项系数为0.0232，但是在统计上并不显著。这意味着在节能减排政策实施“一紧一松”的同时，“五年计划周期”对地区绿色经济增长的影响并不明显。同时，结果依然显示资源丰裕程度不利于地区的绿色经济增长，影响系数为-0.0391。

此外，本文也分析了静态面板数据模型的结果，如表3第(3)、(4)列所示。无论是固定效应(FE)还是随机效应(RE)，都支持资源丰裕程度均对绿色经济增长率有负向影响。

四、影响机制与传导途径

(一) 影响机制

为了进一步分析中国绿色经济增长的驱动因素，以及资源丰裕程度作用于绿色经济增长的影响机制，本文对绿色经济增长率 $GEGI$ 进行分解。为此，本文重新定义三种技术集：当期组群技术、跨期组群技术、全局技术，分别用 P_h^C 、 P_h^I 和 P^G 表示，其中下标 h 表示组群。我们将275个地级市样本根据地理位置划分为三个组群：东部，中部，西部。^① 城市数量分别为 N_h 。与式(2)类似，当期组群技术的技术集可以表示为式(9)所示，即采用当期组群内的样本点构建技术集。

$$P_h^{C,t} = \left\{ \begin{array}{l} (K^t, L^t, E^t, Y^t, D^t, S^t, W^t) : \sum_{i=1}^{N_h} \lambda_{it} K_{it} \leq K, \sum_{i=1}^{N_h} \lambda_{it} L_{it} \leq L \\ \sum_{i=1}^{N_h} \lambda_{it} E_{it} \leq E, \sum_{i=1}^{N_h} \lambda_{it} Y_{it} \geq Y, \sum_{i=1}^{N_h} \lambda_{it} D_{it} = D, \sum_{i=1}^{N_h} \lambda_{it} S_{it} = S \\ \sum_{i=1}^{N_h} \lambda_{it} W_{it} = W, \lambda_{it} \geq 0; h = 1, 2, 3; t = 1, \dots, T \end{array} \right. \quad (9)$$

跨期组群技术采用所有样本期间组群内的样本点构建技术集，即： $P_h^I = P_h^{C,1} \cup P_h^{C,2} \cup \dots \cup P_h^{C,T}$ 。而全局技术则为所有样本点内可选技术的并集，即： $P^G = P_h^{I,1} \cup P_h^{I,2} \cup P_h^{I,3}$ 。根据新定义的技术集，绿色经济增长率 $GEGI$ 可以进行如下分解(Oh, 2010; Zhang & Choi, 2013)：

$$\begin{aligned} GEGI &= \frac{GEPI^G(\cdot^{t+1})}{GEPI^G(\cdot^t)} \\ &= \left[\frac{GEPI^C(\cdot^{t+1})}{GEPI^C(\cdot^t)} \right] \times \left[\frac{GEPI^I(\cdot^{t+1})/GEPI^G(\cdot^{t+1})}{GEPI^I(\cdot^t)/GEPI^G(\cdot^t)} \right] \times \left[\frac{GEPI^G(\cdot^{t+1})/GEPI^I(\cdot^{t+1})}{GEPI^G(\cdot^t)/GEPI^I(\cdot^t)} \right] \\ &= \left[\frac{TE^{t+1}}{TE^t} \right] \times \left[\frac{BPR^{t+1}}{BPR^t} \right] \times \left[\frac{TGR^{t+1}}{TGR^t} \right] = EC \times BPC \times TGC \end{aligned} \quad (10)$$

其中， TE 、 BPR 和 TGR 分别表示技术效率、当期组群和跨期组群技术的差距、跨期组群和全局技术的差距。图4直观地描述了式(10)的分解过程。 $a1$ 和 $a2$ 是处于第 t 期和第 $t+1$ 期的同一个地级市(决策单元)，其对应的坐标分别为 (u_{a1}, y_{a1}) 和 (u_{a2}, y_{a2}) 。 $a1$ 和 $a2$ 在组群内当期前沿面、组群内跨期前沿面与全局前沿面上对应的坐标分别为 (u_{b1}, y_{b1}) 和 (u_{b2}, y_{b2}) 、 (u_{c1}, y_{c1}) 和 (u_{c2}, y_{c2}) 、 (u_{d1}, y_{d1}) 和 (u_{d2}, y_{d2}) 。 EC 度量了组群内能源环境绩效在两期之间的变化，因此刻画的是组群内决策单元对当期技术前沿面的“追赶效应” $\left(\left[\frac{u_{b2}/y_{b2}}{u_{a2}/y_{a2}} \right] / \left[\frac{u_{b1}/y_{b1}}{u_{a1}/y_{a1}} \right] \right)$ 。 $EC > 1 (< 1)$ 表明决策单元比

^① 组群具体的划分见 Li & Lin(2016)。

上期更接近(远离)当期组群内的技术前沿面。 BPC 衡量组群内采用跨期技术和当期技术条件下能源环境绩效差距的变化, $BPC > 1 (< 1)$ 表明当期技术前沿面在偏向(偏离)跨期技术前沿面,因此刻画的是组群内能源环境效率的“创新效应” $\left(\left[\frac{u_{c2}/y_{c2}}{u_{b2}/y_{b2}}\right]/\left[\frac{u_{c1}/y_{c1}}{u_{b1}/y_{b1}}\right]\right)$,即推动组群的当期技术前沿面靠近组群内跨期技术前沿面。 TGC 衡量的是特定组群与全局技术之间技术差距的变化, $TGC > 1 (< 1)$ 表明该决策单元对应的跨期组群技术与全局技术的差距减小(扩大),因此从 TGC 的大小可以判断哪些决策单元向全局技术靠近的速度更快,而且这种相对速度可能在不同的决策单元之间发生变化。^① 因此 TGC 刻画了相对于全局前沿面的“技术领导者转移效应” $\left(\left[\frac{u_{d2}/y_{d2}}{u_{c2}/y_{c2}}\right]/\left[\frac{u_{d1}/y_{d1}}{u_{c1}/y_{c1}}\right]\right)$ 。

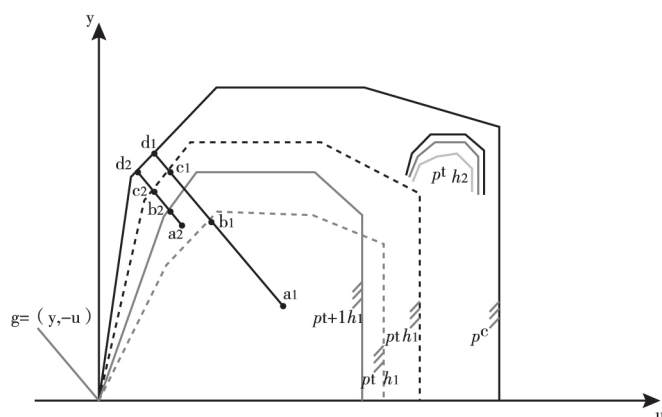


图4 绿色经济增长率的分解

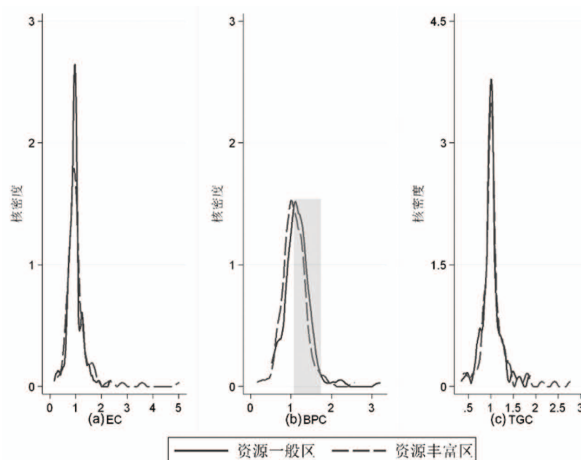


图5 绿色经济增长率驱动因素的核密度分布(2012年)

图5 分别为 EC 、 BPC 和 TGC 的核密度分布图,与前文类似,本文也对资源型城市和非资源型城市进行了区分。前文的研究结果已经表明,城市之间资源禀赋条件不同导致的城市间生产分工,

^① 每个决策单元都有其对应的前沿面上的点,因此每个决策单元都有不同的 TGR ,每个决策单元对应的 TGC 也会不同。从 TGC 可以判断谁靠近全局前沿面更快。由于 TGC 相对大小总是在变,有可能在第1期决策单元 a_1 的 TGR 最大(其对应的跨期组群技术前沿最靠近全局技术前沿),在第2期决策单元 a_2 的 TGR 最大。因此从第1期到第2期,技术领导者从决策单元 a_1 转移到决策单元 a_2 。

加上资源型城市由于较少受到资源限制而投入绿色研发的激励不足，资源型城市和非资源型城市在绿色经济增长上的差距是逐步拉开的，因此我们聚焦于探讨样本期最后一年（2012 年）*EC*、*BPC* 和 *TGC* 三种驱动因素在两者之间的差异。从图中结果可以看出，两种类型的地级市在 *EC* 和 *TGC* 上并不存在系统性的差异，但是资源一般区城市的 *BPC* 则比资源型城市明显更“靠右”：资源一般区城市的 *BPC* 分布于 1.065—1.728 区间的样本点多于资源型城市，而处于 0.588—1.065 区间的少于资源丰富区。本文进一步用 Bonferroni 方法对两类样本均值进行比较的 *t* 检验，经过对三种驱动因素进行分解后，本文发现只有 *BPC* 在资源型和非资源型城市之间的差异是在 5% 水平下显著的（*p* 值为 0.022），而 *EC* 和 *TGC* 在两组之间差异不显著。

本文采用一个基于方程（8）的实证模型，并将被解释变量及其滞后项替换为 *EC*、*BPC* 和 *TGC*，实证模型的基本形式为方程（11）所示：

$$s_{it} = \alpha + \beta_1 s_{i(t-1)} + \beta_2 s_{i(t-5)} + \delta \text{mining}_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \xi_1 t + \xi_2 t^2 + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中，*s* 可以是 *EC*、*BPC* 或者 *TGC*，其他变量和符号的含义见方程（8）中的设定。为了考察绿色经济增长组成部分中是否会存在“五年计划周期”，本部分也包含了滞后 5 阶的被解释变量。同样，为了控制可能存在的内生性问题，采用系统 GMM 估计（11）式的动态面板数据模型。作为对照，本部分也估计了静态面板数据模型。对于静态模型，采用固定效应还是随机效应，取决于 Hausman 检验的结果。

表 4 报告了模型的估计结果。中国绿色经济增长中“一年紧一年松”的现象在三种驱动因素中都表现出来：与前文一致，“五年计划周期”无论在 *EC*、*BPC* 还是 *TGC* 上影响均不显著。从结果上来看，资源丰裕程度对绿色经济增长的影响主要是通过 *BPC* 实现的。这里有两层含义：第一，*BPC* 增大意味着当期技术前沿不断向跨期技术前沿靠近，是一种技术的“创新效应”。因此，资源丰裕程度可能影响了地级市层面投入研发以改善资源利用效率的激励。第二，资源丰裕程度主要影响的是“组群内”能源环境效率的变化。这进一步验证了上文提到的第二种机制，即不同城市由于资源禀赋条件的差异而逐步发展不同类型的产业，并通过锁定效应和路径依赖逐步固化下来。

表 4 资源丰裕程度对绿色经济增长的影响机制

	<i>EC</i>		<i>BPC</i>		<i>TGC</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	静态面板	系统 GMM	静态面板	系统 GMM	静态面板	系统 GMM
mining	0.0121 (0.920)	0.0055 (0.799)	-0.1430* (0.063)	-0.0578** (0.038)	-0.0112 (0.827)	-0.0210 (0.168)
ownership	0.0329 (0.470)	0.0266 (0.184)	0.0280 (0.333)	-0.0076 (0.786)	-0.0096 (0.621)	-0.0040 (0.716)
fiscal	-0.0816 (0.499)	0.0327 (0.268)	-0.1870** (0.015)	-0.0425 (0.374)	0.1330*** (0.010)	0.0637*** (0.000)
regulation	-0.0392 (0.110)	0.0015 (0.965)	0.0594*** (0.000)	0.1410 (0.102)	-0.0354*** (0.001)	0.0063 (0.848)
<i>l. s</i>		-0.0756** (0.031)		-0.0672** (0.012)		-0.1460*** (0.000)

续表 4

	EC		BPC		TGC	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	静态面板	系统 GMM	静态面板	系统 GMM	静态面板	系统 GMM
<i>l5.s</i>		0.0055 (0.602)		0.0423 (0.211)		-0.0033 (0.896)
常数项	1.564** (0.012)	-1.653* (0.068)	1.519*** (0.000)	2.941*** (0.006)	0.788*** (0.003)	1.627*** (0.001)
<i>N</i>	2475	1100	2475	1100	2475	1100

注:与公式(11)对应,*s*分别为 EC、BPC 和 TGC。

(二) 传导途径

上述结果表明资源丰裕程度影响技术创新的激励,或者影响本地发展模式选择,进而对绿色经济增长产生影响。更具体地说,这种影响可以通过多种传导途径来实现。现有文献中,Papyrakis & Gerlagh(2007)、邵帅和齐中英(2008)、方颖等(2011)研究了“资源诅咒”对经济增长的传导机制。本文构建了如下动态面板数据模型:

$$z_{it} = \alpha + \beta z_{i(t-1)} + \delta mining_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \xi_1 t + \xi_1 t^2 + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中 z_{it} 表示资源丰裕程度可能影响该城市绿色经济发展的传导途径,系数 δ 表示资源丰裕对被解释变量是否存在“挤出”效应。结合中国的实际情况和已有文献,本文考虑了如下可能传导途径:^①

第一,人力资本投入,其计算方法为该城市教师人数除以当地总人口数(EDU)。资源部门对人力资本的要求相对较低,可能会影响该地区进行技术创新的能力。第二,科技研发投入,衡量指标为地方财政支出中科研事业费支出占该城市 GDP 的比重(SCI)。由于资源较丰裕的地区较少受到资源的瓶颈限制,因此投入研发提高资源利用效率的激励不足。第三,对外开放程度。方颖等(2011)指出,丰裕的自然资源可能导致人们产生安逸保守的性格,从而对改革开放产生不同程度的抵触情绪,而对外开放可能是推动技术创新的重要来源(林伯强和刘泓汛,2015)。本文采用两个指标来度量地区开放程度,其一为进出口总额占 GDP 的比重(TRADE),其二为实际利用外资占 GDP 的比值(FDI)。第四,地区产业结构,衡量指标为第二产业占 GDP 的比值(STRU)。本文以上述指标作为被解释变量 z_{it} ,分析资源丰裕程度影响绿色经济增长的传导途径,结果见表 5 第(1)~(5)列,所有模型均采用系统 GMM 进行估计。

表 5 资源丰裕程度对绿色经济增长的传导途径^②

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	EDU	SCI	TRADE	FDI	STRU
mining	-0.0033 (0.646)	-0.0214*** (0.001)	-0.2170*** (0.000)	-0.0148 (0.636)	0.0018* (0.067)
<i>l.z</i>	0.5550*** (0.000)	0.7270*** (0.000)	0.6030*** (0.000)	0.9340*** (0.000)	0.8040*** (0.000)
<i>N</i>	2475	2475	2475	2475	2475

注:与公式(12)对应,*z*分别为 EDU、SCI、TRADE、FDI 和 STRU。

① 本部分选取与式(8)和(11)对应相同的控制变量。之所以在估计式(12)时选取与前文相同的控制变量是为了在保持可能影响绿色经济增长的其他因素保持不变的情况下,分析资源丰裕程度如何通过人力资本投入、产业结构等途径来影响绿色经济增长。

② 限于篇幅,控制变量的参数估计结果没有展示,存留备索。

本文结果发现：(1) 资源丰裕程度并没有挤出地区人力资本投入，这可能是由于资源型城市的国有经济成分往往较高，和非资源型城市相比，学校和教师资源比较好，因为这是国有经济的传统福利。但是，资源丰裕程度较高确实会对科技研发投入产生“挤出”效应。(2) 资源丰裕程度对以进出口衡量的对外开放程度产生显著的负面影响，但是对 FDI 没有显著影响。这可能是由于资源型城市的资源条件会形成对外商投资的额外吸引力，资源型城市因此更有优势，加上资源型城市往往形成了以资源外运为基础的交通运输体系（比如密集的铁路网），这也有利于吸引外商投资。(3) 丰富的资源促进该地区第二产业发展，这可能是由于资源型城市在发展道路选择上更倾向于形成以资源为基础的经济体系，另外资源型城市以资源外运为基础形成的较发达的运输体系也有利于以工业为主的第二产业发展。

通过以上分析，本文发现资源丰裕程度对中国绿色经济增长的影响存在这几类完全不同的传导途径。第一，由于激励不足，资源丰裕程度会“挤出”科技研发投入，进而影响了本地提高资源利用效率和减少污染排放创新的能力。第二，资源型城市更容易在对外开放中固步自封，从而不利于该地区通过对外贸易学习和吸收新的技术，而对外贸易一直是中国推动技术进步的重要来源之一。第三，资源丰裕有利于发展以工业为主的第二产业，这可能是由于资源条件的优势和以资源外运为依托的交通运输系统，这符合比较优势，也有利于该地区经济发展，但是这些产业对能源资源的消耗和污染物的排放会往往远远大于新兴产业和第三产业，从而对该地区绿色经济发展产生负面影响。

资源丰裕程度是否通过上述传导途径对绿色经济增长造成负面影响这一因果关系链条分为两个环节：第一，资源丰裕程度是否会对这些因素造成影响；第二，这些因素如何影响绿色经济增长。前文结果已经表明，资源丰裕程度会对科技研发投入、对外贸易程度和产业结构产生影响，为了让证明逻辑更为完备，本文进一步分析了这些因素与绿色经济增长的关系。结果发现，科技研发投入和对外开放程度对绿色经济发展程度有正向影响，而第二产业占比对绿色经济发展程度有负向影响，影响系数分别为 0.0300、0.0031 和 -0.0796，且均在 10% 以内显著。因此，资源丰富的城市可能挤出科技研发投入和对外贸易，不利于提高绿色经济增长；同时还通过提高第二产业占比，进一步对绿色经济增长造成负面影响。

五、结论和政策建议

关于丰富的自然资源对经济的发展到底是“诅咒”还是“福音”这一假说的争议由来已久。现有研究更多强调的是自然资源与纯经济增长的关系，但是丰富的自然资源也会影响经济行为主体提高资源使用效率的激励，同时在地区经济分工中逐步形成以资源为主体的产业结构，从而可能对该地区的可持续发展造成不利影响。对比资源丰裕和贫瘠地区的能源强度和污染排放强度的变化明显支持了这一点。现有研究往往忽略了资源丰裕对可持续发展的影响，而这正是本文研究的切入点。

本文首先综合考虑经济增长、资源节约和污染减排三个可持续发展的核心因素，基于非径向方向距离函数，利用 2003—2012 年间 275 个地级市的面板数据，构建地级市层面的中国绿色经济增长率，对中国各地绿色经济增长状况进行了动态评价。结果表明，2003—2012 年期间，中国平均的绿色经济增长率为 9.3%，而同期地级市的平均实际经济增长率为 13.6%。这表明，中国资源节约和环境改善的速度已经明显落后于经济的增长速度。因此，中国亟需推动经济朝绿色可持续的发展方式转型。

资源丰裕的城市可能面临更大的绿色转型挑战。通过对资源丰富区和资源一般区的绿色经济增长状况进行横纵向对比，本文发现，后者的能源环境绩效和绿色经济增长状况都好于前者，而且这种差距是随着时间逐步来拉开的。实证检验也得到较为稳健的结论：资源丰裕程度较高的城市往往对应更低的绿色经济增长水平，资源对于实现绿色经济增长表现为一种“诅咒”。本文从比较优势和创新激励的视角提出了两种影响机制：第一，丰富的自然资源导致企业在资源密集型产业中

更具有比较优势,因此在地区间分工中逐步走向资源更密集的重型工业,并形成锁定效应和路径依赖。第二,丰富的自然资源抑制了相关企业在提高资源使用效率方面进行技术创新的激励,而资源使用是污染物排放的主要来源之一,从而表现为该地区进行绿色经济增长转型的动力和能力不足。进一步地,本文在对绿色经济增长率进行分解的基础上,对上述两种机制进行了检验,实证结果也支持了上述两种影响机制。

本文识别了资源丰裕抑制绿色经济增长的三条传导途径:首先,丰富的自然资源“挤出”了科技研发投入,削弱了该地区进行节能减排相关技术创新和实现绿色增长的能力;其次,丰富的自然资源“挤出”了对外贸易,这限制了资源丰裕地区对新技术的引进吸收,从而不利于提高绿色经济增长;最后,资源条件的优势提高了第二产业在经济中的比重,而第二产业占比负作用于该地区的绿色经济增长水平。考虑到经济发展过程中的路径依赖和锁定效应,最后一点可能对该地区未来长期的绿色经济造成转型困难。

本文的研究结论具有如下启示:第一,当前中国绿色经济增长还存在很大的提升空间,这有助于根据现阶段的经济、资源、环境状况制定科学合理的发展目标,并力争在三者之间进行综合平衡。第二,由于节能减排并未直接纳入政绩考核体系,这导致经济发展中的“绿色”部分往往被置于次要的位置,实证结果中可以看到政策实施中“一年松一年紧”的现象。因此,以绿色经济增长指标取代传统的纯GDP指标作为考核标准,对于中国实现绿色经济增长转型具有现实意义。第三,资源会对绿色经济增长造成“诅咒”,需要着力推动资源型城市绿色可持续发展。特别是,中国的资源更多集中在西部地区,在西部大开发过程中,如何合理引导产业发展,是政策制定者尤为需要考量的。

需要特别指出的是,本文的结果并非表明了对资源型城市绿色可持续发展的悲观,而是表明通过采取适宜的政策就有可能使资源丰裕的城市避免落入资源对绿色经济增长转型的诅咒陷阱。在具体的政策抓手上,首先,需要提高资源环境在地方政府考核体系中的比重,从而提高地方政府致力于改善资源环境绩效的激励,引导企业通过增加绿色技术研发来提高资源使用效率和减少污染物排放,以更少量的资源消耗和环境影响,获得产出和利润,这样经济的绿色转型才有内生的动力。其次,因地制宜地促进产业结构多样化、促进工业转型升级,将生产资料投入到更清洁的产业,从而减轻资源优势下经济分工带来的锁定效应和路径依赖。最后,打破地区壁垒,促进资源更充分地流动。这一方面有利于避免资源丰富的地区陷入以资源为主的单一产业结构局面,同时也有助于保障资源贫乏地区获得生产过程必要的资源投入,从而推动经济朝绿色可持续发展的方向转型。

参考文献

- 陈诗一,2010《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)》,《经济研究》第11期。
- 陈诗一,2012《中国各地区低碳经济转型进程评估》,《经济研究》第8期。
- 方颖、纪衍、赵扬,2011《中国是否存在“资源诅咒”》,《世界经济》第4期。
- 蒋殿春、张宇,2008《经济转型与外商直接投资技术溢出效应》,《经济研究》第7期。
- 景维民、张璐,2014《环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步》,《经济研究》第9期。
- 林伯强,2003《电力消费与中国经济增长:基于生产函数的研究》,《管理世界》第11期。
- 林伯强、杜克锐,2013《要素市场扭曲对能源效率的影响》,《经济研究》第9期。
- 林伯强、刘泓汛,2015《对外贸易是否有利于提高能源环境效率?——以中国工业行业为例》,《经济研究》第9期。
- 秦炳涛,2014《中国区域能源效率研究——地级市的视角》,《世界经济文汇》第1期。
- 邵帅、范美婷、杨莉莉,2013《资源产业依赖如何影响经济发展效率?——有条件资源诅咒假说的检验及解释》,《管理世界》第2期。
- 邵帅、齐中英,2008《西部地区的能源开发与经济增长——基于“资源诅咒”假说的实证分析》,《经济研究》第4期。
- 万建香、汪寿阳,2016《社会资本与技术创新能否打破“资源诅咒”?——基于面板门槛效应的研究》,《经济研究》第12期。
- 王兵、刘光天,2015《节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角》,《中国工业经济》第5期。
- 王兵、吴延瑞、颜鹏飞,2008《环境管制与全要素生产率增长:APEC的实证研究》,《经济研究》第5期。

- 魏楚、杜立民、沈满洪,2010 《中国能否实现节能减排目标:基于 DEA 方法的评价与模拟》,《世界经济》第 3 期。
- 习近平,2017:《决胜全面建成小康社会,夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》。
- 向娟,2011:《中国城市固定资本存量估算》,湖南大学硕士学位论文。
- 周黎安,2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第 7 期。
- Angrist, J. D., and A. D. Kugler, 2008 “Rural Windfall or a New Resource Curse? Coca, Income, and Civil Conflict in Colombia”, *Review of Economics & Statistics*, Vol.90, No.2, 191—215.
- Arellano, M., and O. Bover, 1995 “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models”, *Journal of Econometrics*, Vol.68, No.1, 29—51.
- Chen, S., and J. Golley, 2014 “‘Green’Productivity Growth in China’s Industrial Economy”, *Energy Economics*, Vol.44, No.7, 89—98.
- Chung, Y. H., R. Färe, and S. Grosskopf, 1997. “Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach”, *Journal of Environmental Management*, Vol.51, No.3, 229—240.
- Deacon, R. T., and B. Mueller, 2006 “Political Economy and Natural Resource Use”, in *Economic Development and Environmental Sustainability: New Policy Options*, edited by López and Toman, Oxford University Press, New York, 122—153.
- Färe, R., S. Grosskopf, D. W. Noh, and W. Weber, 2005 “Characteristics of a Polluting Technology: Theory and Practice”, *Journal of Econometrics*, Vol.126, No.2, 469—492.
- Fukuyama, H., and W. Weber, 2009 “A Directional Slacks-based Measure of Technical Inefficiency”, *Socio-Economic Planning Sciences*, Vol.43, No.4, 274—287.
- Jaffe, A. B., S. R. Peterson, P. R. Portney, and R. N. Stavins, 1995 “Environmental Regulation and the Competitiveness of US Manufacturing: What Does the Evidence Tell Us?”, *Journal of Economic Literature*, Vol.33, No.1, 132—163.
- Leite, C. A., and J. Weidmann, 2002 “Does Mother Nature Corrupt? Natural Resources, Corruption, and Economic Growth”, in *Governance, Corruption, and Economic Performance*, edited by Abed and Gupta, International Monetary Fund, Washington D. C., 159—196.
- Li, J., and B. Lin, 2016 “Green Economy Performance and Green Productivity Growth in China’s Cities: Measures and Policy Implication”, *Sustainability*, 2016, Vol.8, No.9, 1—21.
- Li, L., and J. Hu, 2012 “Ecological Total-factor Energy Efficiency of Regions in China”, *Energy Policy*, Vol.46, No.3, 216—224.
- Lin, B., and K. Du, 2015 “Energy and CO₂ Emissions Performance in China’s Regional Economies: Do Market-oriented Reforms Matter?”, *Energy Policy*, Vol.78, No.3, 113—124.
- Liu, H., and B. Lin, 2017, “Cost-based Modelling of Optimal Emission Quota Allocation”, *Journal of Cleaner Production*, Vol.149, No.4, 472—484.
- Oh, D. H., 2010 “A Global Malmquist-Luenberger Productivity Index”, *Journal of Productivity Analysis*, Vol.34, No.3, 183—197.
- Papayrakis, E., and R. Gerlagh, 2007. “Resource Abundance and Economic Growth in the United States”, *European Economic Review*, Vol.51, No.4, 1011—1039.
- Sachs, J. D., and A. M. Warner, 1997. “Fundamental Sources of Long-run Growth”, *American Economic Review*, Vol.87, No.2, 184—188.
- Sachs, J. D., and A. M. Warner, 1999. “The Big Push, Natural Resource Booms and Growth”, *Journal of Development Economics*, Vol.59, No.1, 43—76.
- Sachs, J. D., and A. M. Warner, “The Curse of Natural Resources”, *European Economic Review*, 2001, Vol.45, No.4, 827—838.
- Van der Ploeg, F., 2011. “Natural Resources: Curse or Blessing?”, *Journal of Economic Literature*, Vol.49, No.2, 366—420.
- Young, A., 2003 “Gold Into Base Metals: Productivity Growth in the People’s Republic of China during the Reform Period”, *Journal of Political Economy*, Vol.111, No.6, 1220—1261.
- Zhang, N., and Y. Choi, 2013 “Total-factor Carbon Emission Performance of Fossil Fuel Power Plants in China: A Metafrontier Non-radial Malmquist Index Analysis”, *Energy Economics*, Vol.40, No.11, 549—559.
- Zhang, N., and Y. Choi, 2014 “A Note on the Evolution of Directional Distance Function and Its Development in Energy and Environmental Studies 1997—2013”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol.33, No.5, 50—59.
- Zhou, P., B. W. Ang, and H. Wang, 2012 “Energy and CO₂ Emission Performance in Electricity Generation: A Non-radial Directional Distance Function Approach”, *European Journal of Operational Research*, Vol.221, No.3, 625—635.

Curse or Blessing: How Does Natural Resource Abundance Affect Green Economic Growth in China?

LI Jianglong^a and XU Bin^b

(a: Xi'an Jiaotong University; b: Jiangxi University of Finance and Economics)

Summary: With the market-oriented reforms in the past four decades, China has achieved remarkable economic growth. However, this comes at the cost of resource depletion and environmental degradation, which have become great challenges to China's sustainable development. As the largest developing country, "development is the top priority" in China, because the rapid economic growth matters for the very survival and increasing living standards for the 1.3 billion people. How to keep balance among economic growth, resource conservation and environmental protection is a difficult but urgent issue. It is thus imperative for China to develop a new pathway of green economic growth, achieving resource conservation and environmental improvement while integrating economic growth.

Yet, resource-abundant regions may suffer from more severe resource and environmental challenges. Because the economy in these regions usually relies heavily on resource-based industries, such as resource mining, processing and utilizing, which increases the difficulty of green growth transition in these regions. In this paper, we apply a non-radial directional distance function to construct the indicators for measuring green economic growth, and then empirically examine how resource abundance affects green economic growth. In particular, we pay attention to revealing the underlying mechanisms and transmission pathways of these effects.

This paper employs a panel data set for prefecture-level cities in China. The sample cities cover provinces (autonomous regions and municipalities) not including Taiwan, Hong Kong, Macao and Tibet. The original data are obtained from *China Premium Database*, and the *China City Statistical Yearbook*.

The results show that resource abundance may lead to a "curse" to the green economic growth. Two mechanisms are verified from comparative advantage and innovation incentive. Abundant natural resources increase the comparative advantages of enterprises in resource-intensive industries. Therefore, the regions with abundant resources are gradually specialized toward more resource-intensive sectors, which would be locked-in and path dependent. Meanwhile, abundant natural resources may impede the incentives of technological innovation in improving the efficiency of resource use, which is also one of the main sources of pollutant emissions. As a result, there is insufficient impulse and capability of the resource-abundant regions to conduct green growth transition.

Moreover, we identify three pathways. First, abundant natural resources crowd out R&D investment, and thus weaken the ability of the region to carry out technological innovations on resource saving and emission mitigating, and thus reduce the potentials to achieve green economic growth. Second, abundant natural resources have an adverse effect on foreign trade, inhibiting the diffusion of technologies and managerial experiences from international markets to resource-abundant regions. Third, natural resource advantage increases the share of secondary industry, which also negatively affects green economic growth in these regions.

It is worth noting that this paper does not indicate the pessimism about the sustainable development of resource-abundant regions, but suggests that by adopting appropriate policies, it is possible to prevent these regions from falling into the trap of natural resource curse to green economic growth. In terms of policy implications, first, resource conservation and environmental protection need to be emphasized more in the performance evaluation system for local officials, thereby improving the local efforts to improve resource and environmental performance. Second, the diversification of industrial structure and leapfrog to upgraded technologies have to be encouraged, thus alleviating the locked-in effect and path dependence brought about by resource-led specialization. Third, regional integration needs to be encouraged, which could promote resource flow from resource-rich regions to resource-poor regions.

Previous studies have been limited in analyzing the relationship between natural resources and rise and fall of GDP, while the impact of resource abundance on sustainable development has been ignored. We anticipate this paper to provide some new insights for investigating green economic transition, as well as examining the relationship between resources and sustainable development.

Keywords: Green Economic Growth; Natural Resource Curse; Innovation Incentives; Industrial Specialization

JEL Classification: Q01, O13, R11

(责任编辑: 陈 辉)(校对: 曹 帅)