



No. C2020002

2020-04-11

偏离最优环境政策对经济增长的影响：基于新结构经济学视角

朱欢 李欣泽 赵秋运¹

摘要：基于新结构经济学理论，本文在测度偏离最优环境政策程度指标的基础上，首次考察了偏离最优环境政策对长期经济增长的影响。利用 2003-2016 年中国 221 个地级及以上城市数据，结合 SBM-DDF 方法重新估算了绿色全要素生产率，并以此为基础构建计量模型，实证结果表明：第一，偏离最优环境政策对中国经济增长具有显著的负向效应；第二，环境政策的偏离程度对经济增长的负向影响体现了经济发展阶段和要素禀赋结构的异质性；第三，环境政策的偏离度会通过扭曲产业结构进而对经济增长产生负向影响。本研究既为遵循“环境政策与产业结构”匹配性提供了研究基础，也为新时代中国经济高质量发展背景下制定合理的环境政策提供理论依据。

关键词：新结构经济学；最优环境政策；绿色全要素生产率；要素禀赋结构

本工作论文系列是新结构经济学最新的尚未在学术期刊发表的研究成果，目的在于学术讨论与评论，并不代表北京大学新结构经济学研究院的官方意见。本系列论文拒绝接受已发表或期刊已接收论文投稿，文责作者自负。本文由“NSE D2 Energy and Environmental 小组”审核。

[收稿日期] 2020 年 4 月 11 日

¹ 朱欢，北京大学新结构经济学研究院（邮编：100871），E-Mail: huanzhu@nsd.pku.edu.cn；李欣泽，北京大学新结构经济学研究院（邮编：100871），E-Mail: xinzeli@nsd.pku.edu.cn；赵秋运（通讯作者），北京大学新结构经济学研究院（邮编：100871），E-mail: qiuyunzhao@nsd.pku.edu.cn。本文受国家社科基金青年项目“经济高质量发展的区域型产业政策转型研究”（基金号：19CJL037）、国家社科基金一般项目“新结构经济学视角下我国跨越中等收入陷阱的路径研究”（基金号：18BJL120）、中国博士后一等基金资助“发展战略的产业选择与中等收入陷阱：新结构经济学视角”（基金号：2018M630001）和联合国计划开发署“Emission on the path of economic development in southern countries”（基金号：00099936）的资助。作者感谢林毅夫教授、王勇副教授、颜建晔副教授以及新结构经济学研究院各位同事的评论与建议，当然文责自负。

偏离最优环境政策对经济增长的影响：基于新结构经济学视角

朱欢 李欣泽 赵秋运[†]

摘要：基于新结构经济学理论，本文在测度偏离最优环境政策程度指标的基础上，首次考察了偏离最优环境政策对长期经济增长的影响。利用 2003-2016 年中国 221 个地级及以上城市数据，结合 SBM-DDF 方法重新估算了绿色全要素生产率，并以此为基础构建计量模型，实证结果表明：第一，偏离最优环境政策对中国经济增长具有显著的负向效应；第二，环境政策的偏离程度对经济增长的负向影响体现了经济发展阶段和要素禀赋结构的异质性；第三，环境政策的偏离度会通过扭曲产业结构进而对经济增长产生负向影响。本研究既为遵循“环境政策与产业结构”匹配性提供了研究基础，也为新时代中国经济高质量发展背景下制定合理的环境政策提供理论依据。

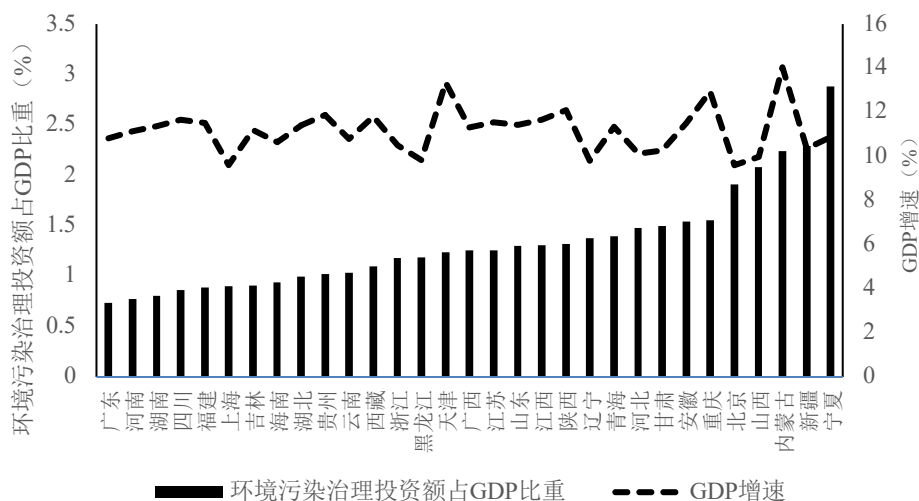
关键词：新结构经济学；最优环境政策；绿色全要素生产率；要素禀赋结构

一、问题的提出

改革开放四十多年来，中国经济持续快速健康发展，创造了中国经济“增长奇迹”，但奇迹背后却隐藏着一系列环境问题，给经济长期可持续发展带来了与日俱增的压力与挑战。根据《2018 全球环境绩效指数》报告，在新兴经济体中中国和印度分别排第 120 位和第 177 位，这在一定程度上反映出经济快速增长给环境带来的压力。而在空气质量问题方面，中国更是因 PM2.5 综合评测等多个方面，排在倒数第四名，如此的排名与综合测评让中国政府已经充分意识到环境污染的问题。此外，我国经济正由高速增长阶段转向高质量发展阶段转型，严重的环境污染制约了我国经济发展质量的提升，这都充分体现了环境治理问题的必要性与紧迫性。

近些年，国家实施了一系列的改革措施，从“河长制”、“三大攻坚战”、“两山理论”的提出到“创新、协调、绿色、开放、共享”五大发展理念的定位等一系列的举措皆说明国家愈发重视环境问题。然而，当前我国经济仍处于实现工业化和城市化的阶段中，在加强环境政策的同时，还必须考虑经济增长问题。数据显示，各地政府综合经济和环保双重目标的考量，在实行环境政策时存在较大的差异。具体地，以环境污染治理投资额占 GDP 的比重为例，2003-2017 年，宁夏和新疆的平均值分别为 2.881%和 2.292%，高于全国的 1.406%，上海市的 0.902%和天津市的 1.237%，在相应时期，宁夏和新疆的 GDP 增速平均为 10.86%和 10.36%，高于全国的 9.433%和上海的 9.606%，但是低于天津市的 13.353%（如图 1 所示）。如此，环境政策的制定似乎陷入了“两难选择”的窘境，严格的环境政策可能会降低经济增长，提高环境质量，形成“环境红利”，反之，宽松的环境政策可能会以牺牲环境换取经济增长，形成“经济红利”。如何才能找寻到经济增长和环境治理的平衡是值得我们关注和深思的问题。那么，我们试问是否存在最优环境政策以实现环境和经济的“双重红利”？基于此，找寻与我国产业结构相匹配的最优环境政策不但能够实现经济增长的可持续性，而且对平衡经济增长、产业结构升级与环境污染之间的关系都至关重要。

[†] 朱欢，北京大学新结构经济学研究院（邮编：100871），E-Mail: huanzhu@nsd.pku.edu.cn；李欣泽，北京大学新结构经济学研究院（邮编：100871），E-Mail: xinzeli@nsd.pku.edu.cn；赵秋运（通讯作者），北京大学新结构经济学研究院（邮编：100871），E-mail: qiuyunzhao@nsd.pku.edu.cn。本文受国家社科基金青年项目“经济高质量发展的区域型产业政策转型研究”（基金号：19CJL037）、国家社科基金一般项目“新结构经济学视角下我国跨越中等收入陷阱的路径研究”（基金号：18BJL120）、中国博士后一等基金资助“发展战略的产业选择与中等收入陷阱：新结构经济学视角”（基金号：2018M630001）和联合国计划开发署“Emission on the path of economic development in southern countries”（基金号：00099936）的资助。作者感谢林毅夫教授、王勇副教授、颜建晔副教授以及新结构经济学研究院各位同事的评论与建议，当然文责自负。



数据来源：历年《中国统计年鉴》。

注：按照环境污染治理投资额占 GDP 比重从小到大进行排列。

图1 环境规制与经济增速的关系

探究环境政策与经济增长的关系一直是环境经济学研究的重点，学术界存在以下两种截然不同的观点。其一，一些学者支持环境政策促进经济增长的观点，即“规制红利假说”

(Bruce, et al.,2004; Hamamoto, 2006; Mazzanti 和 Zoboli, 2009; Acemoglu et al., 2012; 徐彦坤和祁毓, 2017; 史贝贝等, 2017; 陈诗一和陈登科, 2018)。其中，Bruce et al.(2004)以美国化工业为例，研究发现环保措施并不会造成企业生产率的下降，换言之，环保措施促进了企业生产率以每年 2.4%-6.9%的速度增长；Hamamoto(2006)的研究表明在 1974-1988 年期间，环境政策提高了日本制造业企业的研发投资，并且对全要素生产率的增长率也产生了显著的积极影响；Mazzanti 和 Zoboli(2009)认为意大利的环境规制政策能够显著提高企业生产率进而影响经济效率。上述文献基于发达国家的经验事实，通过微观企业的生产方式与创新行为等方面来考察环境政策的有效性。以中国为例，徐彦坤和祁毓（2017）将生产率作为经济发展的代理变量，论证了环境规制与生产率的关系，基于中国工业企业数据库企业层面数据，利用 2003 年环保重点城市限期达标制度作为准自然实验，采用 DID 方法评估了环境规制对达标城市企业生产率的促进作用。史贝贝等（2017）以及陈诗一和陈登科（2018）以中国地级城市为研究对象，分别采用 DID 和 2SLS 实证模型研究发现环境规制对城市的经济增长具有显著的促进作用。其二，一些学者则认为环境政策阻碍经济增长，即“遵循成本假说”（Jorgenson 和 Wilcoxon, 1990; Walley 和 Whitehead, 1996; Barton 和 Jenkins, 2008; Becker,2011; 刘海英和丁莹, 2019)。例如，Jorgenson 和 Wilcoxon(1990)对美国 1973-1985 年间的经济数据分析发现与无环境政策的经济状况相比，严格的环境政策导致 GDP 下降 2.59%。刘海英和丁莹（2019）以中国的环境补贴作为一种激励型环境政策，基于 2000-2013 年省际面板数据，实证检验发现环境补贴对人均 GDP 具有负向影响，隐性经济规模的存在会强化环境补贴的负向经济效应，环境补贴并不能达到经济发展与治污减排的双赢效果。

综上所述可以看出，既有文献为研究环境政策对经济增长的影响提供了良好的文献基础。但同时应该看到，既有研究在分析环境政策与经济增长的关系时较少从宏观层面考虑地区的经济发展阶段、在不同发展阶段最优环境政策的选择，以及实际环境政策偏离最优环境政策的程度对经济增长的影响。从理论上讲，一个国家或地区的环境政策应该与该国家或地区的要素禀赋结构所决定的产业结构升级规律相符合，如果在产业结构升级的初期实行过于严格的

环境政策则不利于该国家或地区产业结构升级，乃至经济增长。反之，如果该国家或地区的环境政策能够与其要素禀赋结构所决定的产业结构升级和经济增长相一致，则会促使本国或地区的产业结构升级乃至经济增长。对此，新结构经济学理论为我们提供了一个合理解释和分析框架。

相较于已有文献，本文的创新主要体现在以下几个方面：第一，在研究视角上，本文基于新结构经济学的理论框架，从要素禀赋结构入手衡量了城市的经济增长水平并以此来考察偏离最优环境政策所带来的影响，重新认识了环境政策的有效性；第二，在模型方面，本文采用 SBM-DDF 方法估算了城市绿色全要素生产率，以此评价环境政策的实施效果，然后按照地区要素禀赋结构对城市进行分组并确定组内最优环境政策以及环境政策的偏离程度系数，采用多种工具变量较好的缓解了内生性问题；第三，近年来许多研究针对不同环境政策进行评估，关注于已有环境政策对经济增长的线性或非线性的影响，而忽略了不同发展阶段环境政策的异质性，有鉴于此，本文结合地区要素禀赋结构、环境承载力禀赋和中国五年规划的数据，研究在不同发展阶段下的最优环境政策，并首次考察了偏离最优环境政策对经济增长的影响、异质性和传导机制。

本文后续结构安排如下：第二部分为理论机制与研究假说；第三部分为偏离最优环境政策识别与测度；第四部分为指标构建和实证模型；第五部分为偏离最优环境政策与经济增长的实证检验；第六部分为环境政策偏离度对经济增长影响的异质性；最后为研究结论与政策建议。

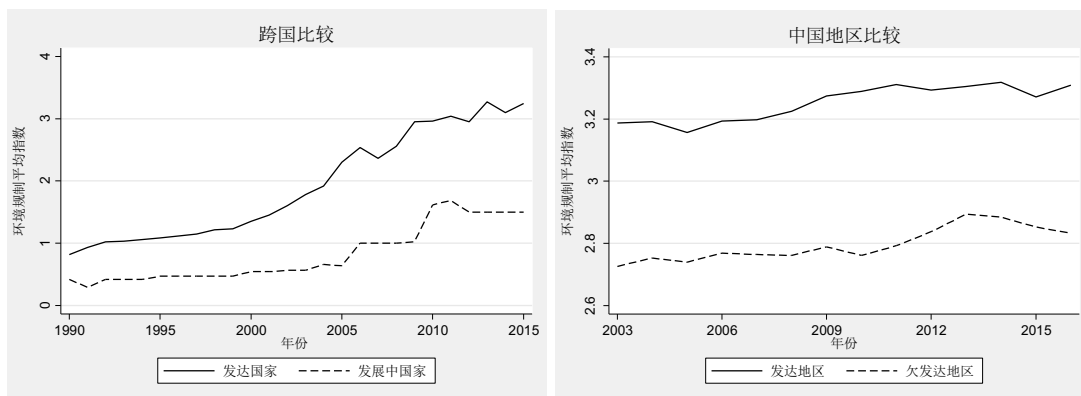
二、理论机制与研究假说

与本文密切相关的文献主要有：林伯强与邹楚沅（2014）较早的探讨了发展阶段变迁与环境政策的选择问题，认为中国新一轮的环境政策应注意东西部经济转移过程中造成的污染转移；钟茂初和姜楠（2017）以环境政策内生于经济发展阶段为切入点，研究发现污染总量排放规制指标与经济发展水平呈现显著的正向关系，而单位工业产值污染排放强度指标与经济发展水平呈现“倒 U 型”关系，强调了已跨过 EKC 拐点的地区应采取控制总量污染排放的政策，未跨过 EKC 拐点的地区着力于降低单位产出的污染排放。陈仪等（2017）也研究了最优环境政策取决于经济发展阶段的相关问题，在 Stokey（1998）中引入行政摩擦和交易摩擦，通过均衡求解得到最优污染排放量与经济发展水平呈现先上升后下降的“倒 U 型”关系，因此，最优环境政策也需要与经济发展阶段相适应。

根据新结构经济学理论，一个经济体在每个时点上的产业和技术结构内生于该经济体在该时点给定的要素禀赋及其结构，与产业、技术相适应的软硬基础设施也因此内生决定于该时点的要素禀赋结构（Lin, 2012; 林毅夫, 2017）。换言之，要素禀赋结构通过决定经济体总预算约束与相对价格，内生的决定经济体的比较优势，从而也决定了该经济体的最优产业结构。而在不同发展阶段，不同产业结构对应的能源消耗和污染排放是不同的，那么从理论上存在与此相匹配的环境政策（林毅夫和付才辉, 2019）。具体地，在一个国家或地区发展的初期，应该实行较为宽松的环境政策，随着经济发展阶段的持续提升和产业结构的不断攀升，环境政策亦应该随之逐步严格化。基于上述逻辑体系我们认为“要素禀赋结构→产业结构→能耗与排污特性→最优环境政策→经济增长”。那么，当实际的环境政策偏离了最优环境政策时会带来产业结构的扭曲与经济绩效的下降。

就政策实践而言，不同发展阶段对应的环境政策具有一定异质性。一般而言，经济发达国家或地区的环境政策往往要严格经济欠发达国家或地区的环境政策（如图 2 所示）。如前文所述，在工业化的前期，经济整体发展能力较弱，如果盲目实施严格环境保护政策，则不利于产业结构的顺利升级，最终可能使经济陷入增长困境。对应于不同阶段，最优环境政策

的选择也应有所不同，一个国家或地区应该依据自身发展阶段和要素禀赋结构的差异，实施分阶段环境政策。



数据来源：OECD.data 和历年《中国城市统计年鉴》^⑨。

图2 跨国与中国不同发展阶段的环境政策比较

基于上述理论分析和最优环境政策的设计思路，本文提出如下理论假说：

假说 1：在其他条件不变的前提下，实际环境政策偏离最优环境政策将对经济增长产生负向影响。

考虑到当前中国区域发展的非均衡性及其发展阶段的特殊性，各地区环境保护的现状也各不相同。经济发达地区的产业结构相对合理，人民对于环境质量的要求较高，政府可能重视环境保护和民生诉求，相对来说政府治理环境的决心和投入力度都更大；而经济欠发达地区的产业结构相对落后，仍处于进一步实现工业化的发展阶段，如果在此阶段实行过于严格的环境政策，一方面会提高企业的生产成本，另一方面由于经济欠发达地区的生产技术距离前沿技术较远，难以实现环境规制的“波特假说”效应，这均可能造成产业结构的扭曲，从而不利于地区跨过“中等收入陷阱”并有可能造成地区长期停滞于“污染与贫困”阶段。

此外，考虑到中国区域要素禀赋及其结构的不同，其中的自然资源作为资源型城市的主要特征，其水平的差异也会对地区环境政策的效应产生影响。通常而言，大多数资源型产业属于污染密集型行业，能源消耗与污染排放较大，而通过技术改进等措施降低能耗和污染排放需要一段时间，如果执行的环境政策较为严格，短期内会对资源行业的发展带来较大的冲击，从而对地区经济发展也会不利。据此，本文推断不同发展阶段和不同要素禀赋结构具有差异性的地区，环境政策的偏离度对经济增长产生不同的影响作用，由此提出如下假说：

假说 2：欠发达城市与资源型城市的环境政策的偏离度对经济增长的负向效应高于发达城市和非资源型城市。

三、偏离最优环境政策识别与测度

(一) 最优环境政策识别

如何准确识别最优环境政策是我们首先要解决的关键问题。从横向来看，最优环境政策是满足“经济增长给社会带来的正效用和环境质量降低给社会带来的负效用”的均衡结果；从纵向来看，在不同发展阶段的最优环境政策具有异质性，换言之，在经济发展的早期阶段，

^⑨ OECD 数据库中 EPS 是国家/地区在国际上可比的环境政策严格性衡量指标；中国区域的环境政策以下文测算的无量纲指数为依据，并按照人均 GDP 的中位数将城市分为欠发达地区和发达地区。

环境政策相对宽松，随着要素禀赋结构变化，产业升级与技术进步等，相应的环境政策趋于严格。为此，我们分两个步骤来识别和测度最优环境政策。

第一步，选择绿色全要素生产率为衡量环境政策实施效果的标准。借鉴陈诗一（2009；2010）以及匡远凤和彭代彦（2012）等的研究，以环境全要素生产率或绿色全要素生产率来表征经济发展的可持续性或经济发展的质量。绿色全要素生产率（以下简称“GTFP”）是扣除污染排放后的净产出减去各种生产要素投入增长的余值，一定程度上衡量了经济增长所带来正效应和环境污染带来的负效应的净效应，因此在本文中基于 GTFP 最大化的原则来设定最优环境政策（李玲和陶锋，2012）。那么，我们需要测算城市层面的 GTFP。具体的，我们基于 2003-2016 年中国 221 个地级及以上城市的资本存量、劳动力和全社会用电量为投入要素，GDP 和二氧化硫排放量、烟粉尘排放量和固体废物排放量为期望产出和非期望产出，采用 SBM-DDF 方法得到 GTFP^④。

第二步，测度最优环境政策。基于新结构经济学的分析框架以要素禀赋结构为起点，将最优环境政策内生于要素禀赋结构，并与最优产业结构相匹配。首先，将研究期内 221 个城市按照要素禀赋结构平均分为 5 组；其次，要素禀赋结构相似则意味着最优产业结构也相似，在这种条件下组内 GTFP 最高的城市，可以认为其环境政策最有效，则相应的环境政策定义为最优环境政策 EPI*。

（二）偏离最优环境政策的测度

借鉴陈斌开和林毅夫（2013）^⑤对发展战略进行间接测度的逻辑，基于实际环境政策 EPI 和最优环境政策 EPI* 来构建偏离最优环境政策的系数 D_1 和 D_2 ，用于衡量实际环境政策偏离最优环境政策的程度，定义参见表 1。第（1）和（2）式中，EPI 代表实际环境政策，EPI* 代表最优环境政策，若偏离系数 D_1 和 D_2 越大，则实际环境政策偏离最优环境政策的程度就越大。在本文中采用综合指数法来测算城市环境政策，基于数据的可得性，最终选取了工业二氧化硫去除率、工业烟粉尘去除率、一般工业固体废物综合利用率、污水处理厂集中处理率和生活垃圾无害化处理率 5 个单项指标，采用“纵横向拉开档次法”测算环境政策 EPI，以克服环境政策指标的单一性，同时该方法在横向上可以评价各个地级以上城市在 t 年的环境政策的差异，在纵向上通过确定统一的权重又可以使 221 个城市在研究期内具有可比性。

$$D_1 = \frac{EPI}{EPI^*} \quad (1)$$

$$D_2 = |EPI - EPI^*| \quad (2)$$

表 1 最优环境政策及相关指标定义

指标名称	指标定义
最优环境政策 EPI*	以各个城市的要素禀赋结构为基础将城市进行分组，组内 GTFP 最高对应的环境政策水平为最优。
环境政策的相对偏离 D_1 ，如等式（1）	各个地级市环境政策指数与最优环境政策指数的比值，1 表示该城市的环境政策程度符合理论最优环境政策水平，与 1 差别越大，意味着偏离最优环境政策的程度越大。

^④ 关于 GTFP 的相关内容参见文末附录。

^⑤ 他们假设在收入水平和其他条件给定的情况下，存在最优技术选择指数 TCI*，并逐步放松其假设条件，TCI* 为一个正常数；在给定时点上，为一个正常数；在给定时点和给定区域上，为一个正常数。

环境政策的绝对偏离 D_2 ，如等式 (2)	各个地级市环境政策指数与最优环境政策指数差值的绝对值，0 表示该城市的环境政策程度符合理论最优环境政策水平，与 0 差别越大，意味着偏离最优环境政策的程度越大。
--------------------------	--

四、指标构建和实证模型

(一) 模型设定

本部分主要实证检验偏离最优环境政策对经济增长的影响，并对前文假说进行经验检验。构建计量模型如下：

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times D_{it} + \lambda \times X + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，被解释变量 y_{it} 表示城市 i 在 t 年份的经济增长；核心解释变量 D_{it} 表示城市 i 在 t 年份的实际环境政策偏离最优环境政策的程度，包括相对偏离 D_1 和绝对偏离 D_2 ； X 为影响城市经济增长的一系列控制变量，包括产业结构、开放程度、科技投入、基础设施、金融发展与人口密度等变量； γ_i 、 δ_t 和 ε_{it} 分别表示不随时间和地区变化的固定效应和时间效应以及随机误差项。

(二) 相关变量介绍和数据说明

本文利用 2003-2016 年中国 221 个地级及以上城市平衡面板数据，估计研究期内最优的环境政策，并探讨偏离最优环境政策对经济增长的影响。本文的数据主要来源于历年的《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》和 CNRDS 数据库。具体的实证模型中选取的变量如下：

1. 经济增长。本文将人均实际 GDP 作为衡量经济增长的指标，为了消除通货膨胀等因素的影响，选择以 2003 年的 GDP 平减指数为基期，调整数据从而得到各个城市的实际人均 GDP。为了进行稳健性检验，本文将城市夜间灯光数据 (light) 作为经济增长的代理变量。

2. 环境政策偏离度 (D_1 和 D_2)。如前文 (1) 式和 (2) 式所示。

3. 控制变量组。产业结构 (structure) 用各地区第二产业与第三产业的比值表示；开放程度 (fdi) 采用实际利用外商投资额占 GDP 比重表示，首先按照年均汇率将实际利用外商投资额换算成人民币，然后求得实际利用外商投资额与 GDP 的比重；科技投入 (tech) 采用地区财政支出中的科学技术支出占比来表示；基础设施 (road) 采用人均道路面积来表示；金融发展 (fd) 采用各地区贷款余额与 GDP 比重表示；人口密度 (Indensity) 采用年末总人口与行政区面积的比值得到。

文中解释变量的方差膨胀因子 VIF 值均小于 10，因此不必担心变量间的多重共线性问题。各个变量的描述性统计参见表 2。

表 2 各变量的描述性统计

变量	单位	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
lnrpgdp	元/人	4.8399	0.6416	2.9402	6.9923	3094
light	-	6.7160	8.0250	0.0000	56.9963	2420
D_1	-	1.2343	0.3162	0.0516	2.1687	3094
D_2	-	0.7108	0.4869	0.0000	2.6636	3094

structure	%	1.4567	0.6834	0.0068	7.7756	3094
fdi	%	0.0219	0.0240	0.0000	0.3758	3094
tech	%	0.0257	0.0519	0.0000	0.4139	3094
road	平方米/人	10.6186	7.8893	0.3100	108.3700	3094
fd	%	2.0434	0.9900	0.5081	8.8775	3094
Indensity	人/平方公里	5.7858	0.8305	2.7517	7.8867	3094

五、偏离最优环境政策与经济成长的实证检验

(一) 基本结果

表 3 是使用固定效应模型估计的结果^⑥，其中第 (1) 和 (2) 列分析了相对偏离度对人均 GDP 的影响，第 (3) 和 (4) 列分析了绝对偏离度对人均 GDP 的影响，从估计的结果可以看出，环境政策的偏离度显著为负，无论是否考虑其他影响经济增长的控制变量。这也验证了前文的理论假说 1，也即在其他条件不变的情况下，实际环境政策偏离最优环境政策会对经济增长产生负向影响。此外，产业结构、基础设施和人口密度均对经济增长产生显著的正向影响，而技术水平的估计系数为负，fdi 的估计系数在统计上不显著。

表 3 偏离最优环境政策对经济增长的影响：基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
D ₁	-0.1206*** (0.0168)	-0.1620*** (0.0147)		
D ₂			-0.0739*** (0.0101)	-0.0828*** (0.0087)
structure		0.1805*** (0.0103)		0.1754*** (0.0103)
fdi		-0.1019 (0.2354)		-0.1085 (0.2367)
tech		-1.3111*** (0.0691)		-1.2635*** (0.0689)
road		0.0170*** (0.0008)		0.0170*** (0.0008)
fd		0.0507*** (0.0090)		0.0582*** (0.0089)
Indensity		0.1425*** (0.0270)		0.1468*** (0.0271)
常数	4.9888*** (0.0212)	3.7042*** (0.1598)	4.8925*** (0.0083)	3.5294*** (0.1590)
时间效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是

^⑥ 在实证检验中我们依次采用了固定效应模型和随机效应模型，根据 Hausman 检验，认为应该使用固定效应模型，下表同。

R^2	0.0175	0.3544	0.0182	0.3478
N	3094	3094	3094	3094

注：括号内为稳健标准误；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下表同。

（二）稳健性检验

1. 变换核心变量度量指标

我们通过变换核心解释变量（环境政策偏离度）和被解释变量（经济增长）的度量指标，检验上述基本回归结果的稳健性。

第一，在上述分析中我们仅按照要素禀赋结构对城市进行分组，但随着经济发展阶段的变化，地区要素禀赋结构也会发生变化，为了识别这一效应，我们以中国的五年规划为分界点，由于本文的研究期涵盖了“十一五”、“十二五”和“十三五”三个五年规划期，在不同的五年规划期，党中央对经济社会的发展战略和侧重点会进行适当调整（刘淑琳等，2019）。中央政府和地方政府在每个五年规划期也会规定环境治理目标，就单位 GDP 能源消耗强度而言，“十一五”、“十二五”和“十三五”设定的目标分别是降低 20%、16%和 15%，二氧化硫排放量在相应期间的治理目标分别是减少 10%、8%和 15%。因此，我们以每个五年期作为一个时间节点，将 2003-2005 年为一期，2006-2010 年为一期，2011-2016 年为一期，每一期内又按照要素禀赋结构 K/L 进行排列，同样是划分为 5 组，每一组中 GTFP 最高的地区对应的环境政策为组内最优。表 4 汇报了固定效应的估计结果，其中第（1）和（3）列未控制其他变量，相对偏离度和绝对偏离度的估计系数为负，并通过了 1%的显著性水平检验，表明当实际环境政策偏离最优环境政策时会对经济增长产生负向影响；第（2）和（4）列考虑了控制变量，结果依然具有稳健性，这也验证了前文提到的理论假说 1。此外，其他控制变量的估计结果也基本上维持不变。

表 4 偏离最优环境政策对经济增长的影响：稳健性检验一

	(1)	(2)	(3)	(4)
D_1	-0.0922*** (0.0177)	-0.0808*** (0.0147)		
D_2			-0.0700*** (0.0102)	-0.0495*** (0.0084)
structure		0.1657*** (0.0104)		0.1645*** (0.0104)
fdi		-0.2340 (0.2387)		-0.2360 (0.2385)
tech		-1.1728*** (0.0689)		-1.1635*** (0.0689)
road		0.0177*** (0.0008)		0.0174*** (0.0008)
fd		0.0648*** (0.0090)		0.0667*** (0.0089)
Indensity		0.1505*** (0.0274)		0.1620*** (0.0274)
常数	4.9427***	3.5321***	4.8812***	3.4056***

	(0.0202)	(0.1614)	(0.0073)	(0.1602)
时间效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
R ²	0.0094	0.3340	0.0162	0.3349
N	3094	3094	3094	3094

第二，考虑到地区环境承载力的不同，将环境承载力作为一种天然的“禀赋”，表征着生态系统的自我维持和自我调节能力，是地区环境质量的基础。按照钟茂初和孙坤鑫(2018)的方法基于环境承载力视角将城市划分为东部、中部和西部，并从每一个区域寻找最优环境政策。同样按照五年规划和禀赋结构进行排列与划分，每一组中GTFP最高的地区对应的环境政策为组内最优^⑦。表5基于汇报了估计结果，其中第(1)和(3)列未控制其他变量，相对偏离度和绝对偏离度的估计系数为负，并通过了1%的显著性水平检验，表明当实际环境政策偏离最优环境政策时会对经济增长产生负向影响；第(2)和(4)列考虑了控制变量，结果依然具有稳健性，这也验证了前文提到的理论假说1。此外，其他控制变量的估计结果也基本上维持不变。

表5 偏离最优环境政策对经济增长的影响：稳健性检验二

	(1)	(2)	(3)	(4)
D ₁	-0.0201** (0.0090)	-0.0225*** (0.0074)		
D ₂			-0.0576*** (0.0143)	-0.0593*** (0.0118)
structure		0.1659*** (0.0104)		0.1683*** (0.0104)
fdi		-0.2721 (0.2397)		-0.2857 (0.2390)
tech		-1.1690*** (0.0692)		-1.1619*** (0.0690)
road		0.0177*** (0.0008)		0.0177*** (0.0008)
fd		0.0700*** (0.0090)		0.0682*** (0.0089)
Indensity		0.1559*** (0.0275)		0.1502*** (0.0274)
常数	4.8530*** (0.0072)	3.4160*** (0.1609)	4.9059*** (0.0169)	3.5020*** (0.1611)
时间效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
R ²	0.0017	0.3291	0.0056	0.3329
N	3094	3094	3094	3094

第三，在上述分析中分别按照要素禀赋结构、五年规划和环境承载力将样本平均分为5组，为了验证估计结果与分组的组数无关，我们依次按照要素禀赋结构、五年规划和环境承

^⑦ 当按照要素禀赋结构分类时，假设存在5个最优环境政策；当按照五年规划与要素禀赋结构分类时，假设存在15个最优环境政策；当按照环境承载力、五年规划与要素禀赋结构分类时，存在45个最优环境政策。

承载力将样本平均分为 10 组，表 6 汇报了相应的估计结果。从检验结果可以看出，环境政策的绝对偏离度和相对偏离度的估计系数均显著为负，这表明实际环境政策偏离最优环境政策的程度越大对经济增长带来的负向影响越大。该检验进一步证实了本文的基准回归结果^⑥。

表 6 以环境承载力、五年规划和要素禀赋结构重新分组进行稳健性检验：更换解释变量一

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D ₁	-0.1852*** (0.0134)		-0.0954*** (0.0106)		-0.0367*** (0.0114)	
D ₂		-0.0632*** (0.0071)		-0.0515*** (0.0071)		-0.0221*** (0.0074)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.3691	0.3449	0.3456	0.3391	0.3294	0.3291
N	3094	3094	3094	3094	3094	3094

注：（1）和（2）列是基于要素禀赋结构分组得到最优环境政策的偏离度；（3）和（4）列是基于五年规划和要素禀赋结构分组得到最优环境政策的偏离度；（5）和（6）列是基于环境承载力、五年规划和要素禀赋结构分组得到最优环境政策的偏离度。

第四，已有关于经济增长的研究，大多基于 GDP 作为经济增长的代理变量，但是这些传统的统计指标难以刻画经济活动的空间信息以及统计方法带来的误差使得越来越多的学者开始寻找更加合适的经济增长的实证指标，于是夜间灯光数据成为反映人类社会的生产和生活活动状况的指标并越来越多的在经济学研究中得到应用（Chen 和 Nordhaus, 2011）。因此，本文采用城市夜间灯光数据表征经济增长对上述研究进行稳健性检验。表 7 汇报了相应的估计结果，从中可知实际环境政策偏离最优环境政策依然会对经济产生负向影响。

表 7 以城市夜间灯光数据进行稳健性检验：更换被解释变量二

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D ₁	-0.2267*** (0.0816)		-0.0312* (0.0164)		-0.0603** (0.0285)	
D ₂		-0.0928* (0.0493)		-0.0159* (0.0084)		-0.0508* (0.0259)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.2260	0.2246	0.2234	0.2233	0.2241	0.2235
N	2420	2420	2420	2420	2420	2420

注：因为夜间灯光数据为 2003-2013 年，在 2013 年以后更换了监测卫星，使得该项数据不具备传递性；第（1）列和第（2）列是基于要素禀赋结构分组得到最优环境政策的偏离度；第（3）列和第（4）列是基于五年规划和要素禀赋结构分组得到最优环境政策的偏离度；第（5）列和第（6）列是基于环境承载力、五年规划和要素禀赋结构分组得到最优环境政策的偏离度，其中分组为 5，下表同。

2. 内生性问题的处理

^⑥ 此外，考虑到部分城市按照要素禀赋结构分组时会造成估计结果的偏误，比如部分城市因为 L 很小，造成 K/L 比值很大，但是其人均 GDP 水平不高，因此我们进一步剔除这些城市进行稳健性检验，估计结果与上述结果基本一致，限于文章的篇幅，此处不再列出，感兴趣者可向作者索取。

一般而言，多数经济变量具有惯性，本文中的被解释变量人均实际 GDP 可能也存在滞后效应，核心解释变量环境政策的相对偏离度和绝对偏离度与地区经济发展也可能存在双向因果关系，即一定条件下环境政策的偏离度为内生变量。为此，本文将环境政策的偏离度作为内生变量，以其一阶和二阶滞后项作为工具变量。采用广义矩估计来解决模型潜在的内生性问题。从表 8 的估计结果可以看出，当实际环境政策偏离最优环境政策时会对经济增长产生负向的影响。

表 8 内生性问题的处理：系统 GMM 估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D ₁	-0.0363* (0.0206)		-0.0518* (0.0297)		-0.0935*** (0.0253)	
D ₂		-0.0199* (0.0101)		-0.0400 (0.0298)		-0.0522** (0.0209)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.9677	0.9676	0.9674	0.9672	0.9664	0.9664
N	2873	2873	2873	2873	2873	2873
第一阶段回归结果						
IV	0.5145*** (0.0183)	0.4971*** (0.0198)	0.3094*** (0.0202)	0.1720*** (0.0232)	0.2978*** (0.0236)	0.2239*** (0.0225)
控制变量	是	是	是	是	是	是
F值	78.261	63.815	34.644	54.8405	159.21	99.0808
R ²	0.6966	0.5726	0.5262	0.2604	0.4337	0.2511
N	2873	2873	2873	2873	2873	2873

同样，根据已有文献的做法通过寻找合适的工具变量来解决环境政策的内生性问题。我们在 ECMWF 所发布的 ERA-INTERIM 栅格气象数据的基础上，结合大气数量模型构建了中国地级城市的空气流动系数作为环境政策的工具变量（Broner et al., 2012; Hering 和 Poncet, 2014; 杜龙政等，2019）。空气流动系数的具体计算方法为：

$$VC_{it} = WS_{it} \times BLH_{it} \quad (4)$$

其中， VC_{it} 、 WS_{it} 和 BLH_{it} 分别表示空气流动系数、风速和大气边界层高度。空气流动系数满足工具变量的两个特征。一方面是因为其数值越大，表示空气流动性越强，意味着污染扩散更强，因此导致较低的环境政策强度，满足了工具变量的相关性；另一方面，空气流动系数受风速和大气边界层高度共同影响，而无论是风速还是大气边界高度均由气象系统和地理条件所决定，从而满足了工具变量的外生性。因此，我们进一步采用城市的空气流动系数作为环境政策的工具变量，采用 2SLS 进行实证检验。

表 9 汇报了以空气流动系数作为环境政策的工具变量，F 值检验值均大于 10，表明该工具变量的有效性，从环境政策偏离度对城市经济增长的影响系数看，其系数均显著为负，表明当实际环境政策偏离潜在最优环境政策时，即存在某种程度上的环境治理的“扭曲”时，会对地区经济增长产生负向影响。上述结果表明，本文的基本结果在考虑一系列稳健性检验后依然存在，进一步验证了稳健性。

表 9 以空气流动系数作为环境政策的工具变量：2SLS 方法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D ₁	-0.0777*** (0.0300)		-0.2871*** (0.1013)		-0.3544** (0.1554)	
D ₂		-0.1035* (0.0523)		-0.4249** (0.2120)		-0.0682* (0.0342)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.9649	0.9613	0.9567	0.9566	0.9434	0.9634
N	3094	3094	3094	3094	3094	3094
第一阶段回归结果						
IV	0.1341*** (0.0068)	0.0397*** (0.0074)	0.0428*** (0.0085)	0.0004** (0.0082)	0.0294** (0.0087)	0.0263*** (0.0071)
控制变量	是	是	是	是	是	是
F值	38.814	28.1616	25.2387	24.3712	11.357	13.6703
R ²	0.6367	0.4226	0.4572	0.2195	0.3543	0.1935
N	3094	3094	3094	3094	3094	3094

六、环境政策偏离度对经济增长影响的异质性

至此，本文研究结果与前文假说 1 预期一致，在 2003-2016 年间，地级市的环境政策偏离度显著降低了经济增长，接下来采用固定效应模型进一步检验假说 2。

（一）发展阶段异质性

基于新结构经济学的分析视角，考虑到各个城市处于不同的发展阶段，因此其对应的产业结构、环境特性、环境政策等均具有不同特点，为了识别偏离最优环境政策的影响是否对不同发展阶段城市具有异质性影响，我们进一步按照研究期内人均实际 GDP 的中位数将城市划分为欠发达地区和发达地区，若城市人均实际 GDP 低于整体样本人均实际 GDP 的中位数则定义为欠发达地区，反之则为发达地区。我们构建发展阶段的虚拟变量 dummy，当 dummy=1 表示欠发达地区，dummy=0 表示发达地区，并构建偏离系数与 dummy 的交互项来考察偏离最优环境政策对欠发达城市和发达城市经济增长的异质性影响。表 10 汇报了相应的估计结果，无论在欠发达地区还是发达地区，环境政策的相对偏离程度和绝对偏离程度的估计系数均显著为负，因此环境政策的“扭曲”不利于地区经济发展。进一步，通过比较交互项的估计系数可知，环境政策的偏离对欠发达地区经济增长的负向影响更大。

表 10 偏离最优环境政策对经济增长的异质性影响：基于发展阶段的视角

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D ₁	-0.1983*** (0.0181)		-0.0703*** (0.0202)		-0.0693*** (0.0159)	

D ₁ *dummy	-0.0692*** (0.0257)		-0.0221 (0.0292)		-0.0221* (0.0112)	
D ₂		-0.0938*** (0.0107)		-0.0556*** (0.0113)		-0.0297*** (0.0102)
D ₂ *dummy		-0.0419*** (0.0159)		-0.0138 (0.0168)		-0.0154* (0.0077)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.3613	0.3481	0.3342	0.3351	0.3331	0.3294
N	3094	3094	3094	3094	3094	3094

(二) 自然资源禀赋异质性

如前文所述,环境政策的偏离度对不同自然资源城市的经济增长也可能存在异质性影响,为此,我们进一步将样本分为资源型城市和非资源型城市以此识别偏离最优环境政策对不同类型城市的影响^⑨。我们构建资源型城市的虚拟变量 dummy,当 dummy=1 表示资源型城市, dummy=0 表示非资源型城市,并通过偏离系数与 dummy 的交互项来考察偏离最优环境政策对资源型城市和非资源型城市经济增长的异质性影响。从表 11 的估计结果可以看出:除了第(3)和(4)列以外,环境政策的偏离程度与资源型城市交互项的系数均显著为负,表明了实际环境政策偏离最优环境政策的程度越高,其对资源型城市的经济增长产生的负向影响越大。

表 11 偏离最优环境政策对经济增长的异质性影响:基于资源禀赋的视角

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
D ₁	-0.1816*** (0.0168)		-0.0890*** (0.0189)		-0.0555*** (0.0145)	
D ₁ *dummy	-0.0409** (0.0158)		-0.0204 (0.0297)		-0.0109* (0.0055)	
D ₂		-0.0974*** (0.0100)		-0.0563*** (0.0107)		-0.0245*** (0.0093)
D ₂ *dummy		-0.0608*** (0.0162)		-0.0181 (0.0173)		-0.0055** (0.0023)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
R ²	0.3603	0.3497	0.3341	0.3352	0.3329	0.3292
N	3094	3094	3094	3094	3094	3094

^⑨ 根据 2013 年 12 月 3 日国务院发布的《全国资源型城市可持续发展规划(2013-2020 年)》所界定的资源型城市与非资源型城市进行分类。

(三) 环境政策偏离度降低经济增长机制的初步分析

根据前文的分析可知环境政策某种程度上的偏离不仅没有使得资源运用到最高效率,反而扭曲了产业结构。实际环境政策的偏离会影响产业结构合理化进而降低经济增长。因此,我们进一步通过探讨环境政策的偏离度对产业结构合理化的影响,从而识别环境政策偏离度对经济增长的作用机制。基于数据的可得性,采用泰尔指数用于衡量产业结构的合理化,具体的计算方法为:

$$RIS = \sum_{i=1}^3 \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_i / L_i}{Y / L} \right) \quad (5)$$

其中,等式(5)中的 RIS 表示产业结构合理化程度,用于反映产业间的聚合质量,即产业间协调程度和资源有效利用程度两方面的情况。其中 L_i 和 Y_i 分别表示各个城市行业 $i(i=1,2,3)$ 的就业人数和产值,当经济处于均衡状态条件下,各部门的生产率水平相同,

满足 $\frac{Y_i}{L_i} = \frac{Y}{L}$, 从而有 $RIS = 0$, 反之,则 $RIS \neq 0$, 表示产业结构不合理。

如前文所述,环境政策偏离度对经济增长具有负向影响,环境政策偏离度不仅会直接影响经济增长,而且还会进一步通过产业结构间接影响经济增长,这意味着产业结构在环境政策偏离度与经济增长之间起着中介作用。为此,我们构建如下模型来识别这一影响机制。

$$RIS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times D_{it} + \lambda \times X + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$y_{it} = \theta_0 + \theta_1 \times RIS_{it} + \lambda \times X + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

表 12 汇报了相应的估计结果,从第(1)列到第(6)列^⑩可以看出,环境政策的偏离程度的估计系数均为负,并且通过了显著性检验,表明了实际环境政策偏离最优环境政策会对产业结构产生负向影响,降低了产业结构的合理化,而产业结构的合理化对经济增长具有显著的正向影响,也从新结构经济学视角验证了当环境政策存在“扭曲”时会降低产业结构的合理化,从而对经济增长带来不利影响。

表 12 环境政策偏离度对经济增长影响的机制检验结果

	(1)RIS	(2) RIS	(3) RIS	(4) RIS	(5) RIS	(6) RIS	(7)人均GDP
D ₁	-0.0063* (0.0032)		-0.0016* (0.0008)		-0.0042*** (0.0013)		
D ₂		-0.0040* (0.0024)		-0.0001 (0.0016)		-0.0035* (0.0017)	
RIS							0.0856*** (0.0266)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是	是

^⑩ 除了第(4)列不显著外。

R^2	0.0812	0.0813	0.0807	0.0807	0.0811	0.0814	0.9595
N	3094	3094	3094	3094	3094	3094	3094

七、研究结论与政策启示

本文基于新结构经济学视角，首先运用 SBM-DDF 重新估算了 2003-2016 年间中国 221 个地级及以上城市的绿色全要素生产率，基于要素禀赋结构定义了最优环境政策并构建了环境政策的相对偏离度和绝对偏离度，采用固定效应模型和多种工具变量实证策略（包括滞后期工具变量以及空气流动系数外部工具变量）缓解内生性问题，系统考察了偏离最优环境政策对经济增长的影响、异质性和传导机制。本文的主要研究结论如下：（1）在研究期内，当实际环境政策偏离最优环境政策时会对经济增长产生负向影响，且这一效应在采用多种稳健性以及内生性处理方法之后依然成立；（2）考虑到城市的不同发展阶段和不同的自然资源禀赋，我们进一步发现环境政策的偏离程度会对欠发达城市和资源型城市的经济增长产生更大的负向影响；（3）地区环境政策的偏离主要通过扭曲产业结构来降低经济增长。

基于本文的研究，我们得到以下的研究启示：其一，在中国各个城市制定与执行环境政策的过程中，应重视当地所处的经济发展阶段及其要素禀赋结构。在不同发展阶段，要素禀赋结构决定产业结构，而每个产业对应的污染特性也不同，那么就意味着相应的环境政策也应该有所不同，若实行一刀切式的环境政策，即偏离最优环境政策程度越高，会扭曲产业结构，降低经济增长，从而陷入经济与环境两难的陷阱；其二，积极寻求最优的环境政策，以促进经济增长与生态环境保护的协同发展。环境政策驱动的绿色发展能否有效成为中国“换道超车”与“后来者优势”的有力工具，是我国制定环境政策决策必须考虑的重要问题。考虑到当前社会主要矛盾的变化，未来一定时期内，环境政策仍是我国各种政策中的重中之重，而化解环境气候变暖和治理环境污染的关键不在于放缓经济发展，而在于节能减排的技术有所突破以及由这些新技术设备的生产成为我国经济发展与生态环境协调发展的新道路。

附录：关于绿色全要素生产率的相关解释

将环境因素纳入 Solow Model，构建更一般化的 Green Solw Model

$$y_t - c_t = (A_t \theta_t) [(l_t)^\alpha (k_t)^\beta (e_t)^\gamma]$$

其中等式左边的 y 和 c 分别为 GDP 和环境污染，等式左边衡量了经济的净产出；等式右边的 l, k, e 分别表示劳动投入、资本存量和能源消费， α, β 和 γ 分别是劳动、资本和能源对产出增长的弹性系数，且 $\alpha, \beta, \gamma \geq 0, \alpha + \beta + \gamma = 1$ 。A 和 θ 分别表示技术进步和效率因子，并且 $0 \leq \theta \leq 1$ 。

$$\text{那么, } A_t \theta_t = \frac{y_t - c_t}{(l_t)^\alpha (k_t)^\beta (e_t)^\gamma}$$

进一步推导得到绿色生产率的核算公式为：

$$\frac{\Delta A}{A} + \frac{\Delta \theta}{A \theta} = \frac{\Delta(y - c)}{y - c} - \alpha \frac{\Delta l}{l} - \beta \frac{\Delta k}{k} - \gamma \frac{\Delta e}{e}$$

对等式进一步调整得到：

$$\frac{\Delta(y - c)}{y - c} = \left[\frac{\Delta A}{A} + \frac{\Delta \theta}{A \theta} \right] + \left[\alpha \frac{\Delta l}{l} + \beta \frac{\Delta k}{k} + \gamma \frac{\Delta e}{e} \right]$$

当投入要素 l, k, e 不变时， $\frac{\Delta A}{A} + \frac{\Delta \theta}{A \theta}$ （在本文中叫做绿色全要素生产率）越大，对应的 $\frac{\Delta(y - c)}{y - c}$

也越大。假如最优的环境政策应该是从社会动态发展的角度权衡经济增长给社会带来的正效用和环境质量降低给社会带来的负效用的结果。绿色全要素生产率是衡量经济增长所带来的全要素生产率 A 的正效应和其带来的负效应 c 的净效应。

在实证模型中基于 2003-2016 年 221 个地级及以上城市的平衡面板数据，基于三种投入（资本存量、劳动力和全社会用电量）以及两种产出（GDP 和环境污染数据），采用 SBM-DDF 方法进行测度。

1.方向性距离函数：DDF

在本文中我国 221 个地级城市看作是生产决策单元，可进一步构造出生产前沿面。首先构造出生产可能性集为：

$$P(x) = \{(x, y, d); x \text{ 生产}(y, d)\}$$

其中，DMU_j 表示设定的决策单元，每个决策单元的投入要素和产出要素可以表示为：

N 种投入要素： $x = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in R_+^N$,

P 种期望产出： $y = (y_1, y_2, \dots, y_p) \in R_+^P$,

K 种非期望产出： $d = (d_1, d_2, \dots, d_k) \in R_+^K$

具体形式为：

$$\bar{D}_0(x, y, d; g) = \sup\{\beta: (y, d) + \beta g \in P(x)\}$$

方向向量用 g 来表示，并且进一步假定 $g = (y, -d)$ ，表示满足使得期望产出增加和非期望产出减少的严格假设前提。

2.非期望产出：SBM 模型

考虑非期望产出时的 SBM 模型，可以有效地解决投入要素和产出要素的松弛量出现 0 的缺陷，同时，更重要的一点是该模型也将非期望产出考虑进模型。具体模型设定如下：

$$\min \rho^* = \frac{1 - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{S_j^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{P|K|} \left(\sum_{r=1}^p \frac{S_r^+}{y_{r0}} + \sum_{r=1}^k \frac{S^{d-}}{d_{r0}} \right)}$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} x_0 = X\lambda + s^- \\ y_0 = Y\lambda - s^+ \\ d_0 = D\lambda + s^{d-} \end{cases}$$

$$s^- \geq 0, s^+ \geq 0, s^{d-} \geq 0, \lambda \geq 0$$

其中，s 表示投入产出要素的松弛变量，X、Y 和 D 表示该生产系统中的投入和产出要素的矩阵； x_0 、 y_0 和 d_0 表示权重向量。 ρ^* 的取值范围为 [0,1]，并且目标函数 ρ^* 是关于 s^- 、 s^+ 和 s^{d-} 严格递减的。

3.SBM-DDF 方法：

$$D_0^t(x^t, y^t, d^t; y^t, -d^t) = \max \beta$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} \sum_{j=1}^J z_j^t y_{jp}^t \geq (1 + \beta) y_{j'p}^t, & p = 1, 2, \dots, P \\ \sum_{j=1}^J z_j^t y_{jk}^t \geq (1 - \beta) d_{j'k}^t, & k = 1, 2, \dots, K \\ \sum_{j=1}^J z_j^t x_{jn}^t \leq x_{j'n}^t, & n = 1, 2, \dots, N \\ z_j^t \geq 0, & j = 1, 2, \dots, J \end{cases}$$

在上述线性规划的式中, j 为决策单元的个数, 在本文中为 221 个地级城市, p 为期望产出的个数, k 为非期望产出的个数, n 为投入要素的个数, z_j^t 代表第 t 期的权重, β 代表着使得非期望产出的减少以及期望产出的增加的最大比例。

由于 GTFP 测算的是相邻年份的变化率, 我们假定 2003 年为基期, 其 GTFP 为 1, 2004 年的 GTFP 为 2003 年的基期值乘以 2004 年的 ML 指数, 2005 年的 GTFP 为 2004 年的 GTFP 乘以 2005 的 ML 指数, 以此类推 (陈超凡, 2016)。

参考文献

- [1] Acemoglu, D., Aghion P., Bursztyn L, et al. The environment and directed technical change[J]. American Economic Review, 2012, 102(1): 131-166.
- [2] Becker, R. A. Local Environmental Regulation and Plant-level Productivity[J]. Ecological Economics, 2011, 70(12): 2516-2522.
- [3] Broner, F. P. Bustos, Carvalho. Sources of comparative advantage in polluting industries[R]. 2012, National Bureau of Economic Research, No. 18337.
- [4] Bruce R. Domazlicky, Williaml, Weber. Does environmental protection lead to slower productivity growth in the chemical industry [J]. Environmental and Resource Economics, 2004, 28: 301-324.
- [5] Chen, X. W.D. Nordhaus, Using luminosity data as a proxy for economic statistics[J]. Proceedings of the National Academy of Science, 2011, 108(21):8589-8594.
- [6] Grossman, G. M., Krueger, A. B. Economic Growth and the Environment[J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, 110 (2): 353-337.
- [7] Hamamoto, M. Environmental Regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries[J]. Resource and Energy Economics, 2006, (28):299-312.
- [8] Hering, L., S. Poncet. Environmental policy and exports: evidence from Chinese cities[J]. Journal of environmental economics and management, 2014, 68(2):296-318.
- [9] Jorgenson D.W. Wilcoxon P.J. Environmental regulation and U.S. economic growth[J]. The Rand Journal of Economics, 1990, 21(2):314-340.
- [10] Justin Yifu Lin. New structural economics: a framework for rethinking development and policy[M]. Washington, World Bank, 2012.
- [11] Mazzanti, M., R. Zoboli. Environmental efficiency and labour productivity: trade-off or joint dynamic ? A theoretical investigation and empirical evidence from Italy using NAMEA[J]. Ecological Economics, 2009, 68(4):1182-1194.
- [12] Walley N, Whitehead. "It's Not Easy Been Green" in R. Welford and R. Starkey [R]. The Earth scan in Business and the Environment, London, Earth scan, 1996:334-337.
- [13] 陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学, 2013, (4):81-102.
- [14] 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, 33 (3): 53-62.
- [15] 陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J]. 经济研究, 2009, (04):41-55.
- [16] 陈诗一. 中国的绿色工业革命: 基于环境全要素生产率视角的解释 (1980-2008) [J]. 经济研究, 2010, (11):21-34.
- [17] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018, 53 (02):22-36.
- [18] 陈仪, 姚奕, 孙祁祥. 经济增长路径中的最优环境政策设计[J]. 财贸经济, 2017, 38 (3):99-115.
- [19] 杜龙政, 赵云辉, 陶克涛, 林伟芬. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据[J]. 经济研究, 2019, (10):106-120.
- [20] 匡远凤, 彭代彦. 中国环境生产效率与环境全要素生产率分析[J]. 经济研究, 2012, (7): 62-74.
- [21] 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): 70-82.

- [22] 林伯强, 邹楚沅. 发展阶段变迁与中国环境政策选择[J]. 中国社会科学, 2014, (5):81-95.
- [23] 林毅夫, 付才辉. 新结构经济学导论[M]. 高等教育出版社, 北京, 2019.
- [24] 林毅夫. 新结构经济学的理论基础和发展方向[J]. 经济评论, 2017, (3): 4-16.
- [25] 林毅夫. 中国要以发展的眼光应对环境和气候变化问题: 新结构经济学的视角[J]. 环境经济研究, 2019, (4): 1-7.
- [26] 刘海英, 丁应. 环境补贴能实现经济发展与治污减排的双赢吗? ——基于隐性经济的视角[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2019, (7): 1-16.
- [27] 刘淑琳, 王贤彬, 黄亮雄. 经济增长目标驱动投资吗? 基于 2001-2016 年地级市样本的理论分析与实证检验[J]. 金融研究, 2019, (8): 1-19.
- [28] 任力, 朱东波. 中国金融发展是绿色的吗——兼论中国环境库兹涅茨曲线假说[J]. 经济学动态, 2017, (11): 58-73.
- [29] 史贝贝, 冯晨, 张妍, 等. 环境规制红利的边际递增效应[J]. 中国工业经济, 2017, (12) 40-58.
- [30] 徐彦坤, 祁毓. 环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验[J]. 财贸经济, 2017, 38(6):147-161.
- [31] 钟茂初, 姜楠. 政府环境规制内生性的再检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(12):70-78.
- [32] 钟茂初, 孙坤鑫. 中国城市环境承载力的相对表征——从胡焕庸线出发[J]. 地域研究与开发, 2018, 37 (05) :152-157.

The Effect of the Deviation from Optimal Environmental Policy on Economic Growth ——From the Perspective of New Structural Economics

ZHU Huan LI Xinze ZHAO Qiuyun

(Institute of New Structural Economics, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: Under the theoretical framework of new structural economics, this paper tries to investigate the effect of the deviation from optimal environmental policy on economic growth. Using the SBM-DDF method, we re-estimate the green total factor productivity of China's 221 prefecture-level cities from 2003 to 2016 and then we construct an econometric model. The empirical results show that: Firstly, the deviation from the optimal environmental policy has a significant negative effect on China's economic growth; Secondly, the negative impact of environmental policy on economic growth reflects the heterogeneity of development stage and resource endowment. Thirdly, the deviation degree of environmental policy will have a negative impact on economic growth by distorting the industrial structure. This paper explores the optimal environmental policy from the perspective of new structural economics, which not only provides a research basis for the matching between "environmental policy and industrial structure", but also provides a theoretical basis for formulating reasonable environmental policies for China's future high-quality development.

Key words: new structural economics; optimal environmental policy; green total factor productivity; factor endowment structure.