

分类号 _____
U D C _____

密级 _____
编号 10741

兰州财经大学

LANZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

硕士学位论文

论文题目 有偏技术进步、产业结构调整
与绿色经济效率增长

研究生姓名: 王文铎

指导教师姓名、职称: 高云虹、教授

学科、专业名称: 应用经济学 区域经济学

研究方向: 欠发达地区经济开发

提交日期: 2023年5月30号

独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名： 王文锋 签字日期： 2023.5.30

导师签名： 高云红 签字日期： 2023.5.30

关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定， 同意（选择“同意”/“不同意”）以下事项：

1. 学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；

2. 学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊（光盘版）电子杂志社”用于出版和编入 CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分内容。

学位论文作者签名： 王文锋 签字日期： 2023.5.30

导师签名： 高云红 签字日期： 2023.5.30

Biased Technological Progress, Industrial Structure Adjustment and Green Economy Efficiency Growth

Candidate : Wang Wenduo

Supervisor: Gao Yunhong

摘 要

如何在能源环境约束下实现经济长期稳定增长与生态环境保护“双赢目标”是当前中国紧迫解决的现实问题。通过将技术进步内生为有偏技术进步驱动中国绿色经济效率提升，已然成为中国发展方式绿色转型的重要引擎。党的二十大报告进一步明确要推动绿色发展、加快发展方式绿色转型，促进人与自然和谐共生，并强调了坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位。因此，本文沿着“问题提出→经典理论支撑→数据实证检验→结论与对策建议”这一研究思路，使用中国除港澳台和西藏自治区之外的 30 个省份 1995—2020 年面板数据对有偏技术进步、产业结构调整与绿色经济效率展开研究，旨在为中国制定推动经济绿色转型发展的政策提供理论支持。

本文首先梳理了有偏技术进步的内涵、评价方法以及与绿色经济相关的研究（绿色经济效率的测度、影响因素及其区域差异研究）；其次，在测度中国省级技术进步偏向指数和绿色经济效率基础上，使用统计分析方法分析了中国技术进步偏向指数及要素偏向性的时间趋势、绿色经济效率的时空演化趋势及其区域差异；再次，运用计量分析方法实证检验有偏技术进步对绿色经济效率增长的影响及作用机制；最后，针对本文的基本结论，为推动我国经济绿色转型发展，缩小地区绿色经济差距提出提升环境友好型资本存量、推动能源要素市场改革，鼓励清洁能源开发运用、加强人才队伍建设，放开人才落户限制、因地制宜选择合适的技术进步偏向组合等政策建议。通过分析，本文得出以下结论：

（1）环境约束下，要素技术进步偏向始终表现为能源和资本使用型、劳动节约型并存；绿色经济效率存在明显阶段性特征，且东部绿色经济效率整体优于中部和西部。

（2）全国层面来看，技术进步越偏向资本和能源使用型、劳动节约型，绿色经济效率就会得到更大提升，同时有偏技术进步可通过优化产业结构进而提升绿色经济效率。

（3）促进绿色经济效率增长的要素技术进步偏向程度大小为资本>能源>劳动；除劳动要素之外，资本和能源要素技术进步偏向存在显著的正向空间溢出效应，可有效提升邻近地区绿色经济效率，缩小区域绿色经济效率差距。

关键词：有偏技术进步 产业结构调整 绿色经济效率 区域差异

Abstract

How to achieve the "win-win goal" of long-term stable economic growth and ecological environmental protection under the constraint of energy environment is an urgent practical problem in China. It has become an important engine for the green transformation of China's development mode by internalizing technological progress as partial technological progress to drive the efficiency improvement of China's green economy. The report of the Party's twenty National Congress further makes clear the need to promote green development, accelerate the green transformation of development mode, promote harmonious coexistence between man and nature, and stresses the central position of persisting in innovation in our country's modernization drive. Therefore, following the research idea of "problem proposal → classical theoretical support → data empirical test → conclusions and countermeasures", this paper uses panel data of 30 provinces in China except Hong Kong, Macao, Taiwan and Xizang from 1995 to 2020 to study biased technological progress, industrial structure adjustment and green economy efficiency. This paper intends to provide theoretical support for formulating the policy of promoting the development of economic green transformation.

Firstly, this paper summarizes the connotation and evaluation methods of biased technological progress, as well as the research related

to green economy (the measurement of green economic efficiency, influencing factors and regional differences). Secondly, on the basis of measuring the technical progress bias index and the green economy efficiency at the provincial level in China, the temporal trend of the technical progress bias index and the factor bias, the spatio-temporal evolution trend of the green economy efficiency and its regional differences were investigated by statistical analysis method. Thirdly, the econometric analysis method is used to empirically test the impact and mechanism of biased technological progress on the growth of green economic efficiency. Finally, according to the basic conclusions of this paper, in order to promote the green transformation development of Chinese economy and narrow the gap of regional green economy, the paper puts forward some policy suggestions, such as improving the environment-friendly capital stock, promoting the reform of energy factor market, encouraging the development and application of clean energy, strengthening the construction of talent team, letting go of restrictions on talent settlement, and choosing the appropriate combination of technological progress preference according to local conditions. Through analysis, this paper draws the following conclusions:

(1) Under environmental constraints, the tendency of technological progress of factors always shows the coexistence of energy and capital use type and labor saving type; Green economy efficiency has obvious

stage characteristics, and the eastern green economy efficiency is better than the central and the western.

(2) At the national level, the more technological progress is oriented towards capital and energy use and labor saving, the greater the improvement of green economic efficiency will be. Meanwhile, partial technological progress can improve green economic efficiency by optimizing industrial structure.

(3) The factor of promoting green economic efficiency growth is that capital factor is greater than energy factor than labor factor. In addition to the labor factor, the technological progress bias of capital and energy factors has a significant positive spatial spillover effect, which can effectively improve the green economy efficiency of neighboring areas and narrow the regional green economy efficiency gap.

Keywords: Biased Technological Progress; Industrial Structure Adjustment; Green Economy Efficiency; Regional Difference

目 录

1 绪论	1
1.1 研究背景.....	1
1.2 研究目的与意义.....	2
1.2.1 研究目的.....	2
1.2.2 研究意义.....	2
1.3 文献综述.....	3
1.3.1 关于有偏技术进步的研究.....	3
1.3.2 关于绿色经济效率的研究.....	5
1.3.3 文献评述.....	7
1.4 研究方法与技术路线.....	7
1.4.1 研究方法.....	7
1.4.2 技术路线.....	8
1.5 本文的创新.....	10
2 理论借鉴与机制分析	11
2.1 理论借鉴.....	11
2.1.1 基本概念.....	11
2.1.2 基础理论.....	12
2.2 机制分析.....	14
3 技术进步偏向指数和绿色经济效率测度	15
3.1 模型设定与估计方法.....	15
3.1.1 技术进步偏向指数.....	15
3.1.2 绿色经济效率.....	16
3.2 数据来源与变量说明.....	18
3.3 测度结果与现状描述.....	19
3.3.1 技术进步偏向指数.....	19
3.3.2 绿色经济效率.....	24
3.4 本章小结.....	26

4 技术进步偏向对绿色经济效率影响的实证分析	28
4.1 计量模型设定	28
4.2 变量选取与数据说明	28
4.3 基准回归分析	30
4.4 稳健性结果分析	32
4.5 异质性分析	34
4.6 机制路径分析	36
4.7 本章小结	37
5 拓展性分析	38
5.1 要素间技术进步偏向	38
5.2 空间溢出效应	39
5.2.1 空间权重矩阵构建	40
5.2.2 空间计量模型选取	41
5.2.3 直接效应与间接效应	43
5.3 本章小结	44
6 促进我国经济绿色转型发展的对策建议	46
6.1 提升环境友好型资本存量，助推经济绿色转型发展	46
6.2 推动能源要素市场改革，鼓励清洁能源开发运用	46
6.3 加强人才队伍建设，放开人才落户限制	47
6.4 因地制宜选择合适的技术进步偏向组合	47
7 总结与展望	49
7.1 全文总结	49
7.2 研究展望	51
参考文献	52
攻读学位期间的研究成果	62
致谢	63

1 绪论

1.1 研究背景

自改革开放以来,我国经济发展取得了长足进步,创造了一个又一个“中国奇迹”,但是,粗放式的发展模式也导致了环境污染和能源危机。在过去十多年间,中国对环保的投入力度不断加大,然而,2020年世界环境绩效指数显示中国只有37.3分,在180个经济体中排名第120位,绿色发展状况不容乐观。2017年,中共十九大报告指出,要加快建立绿色生产和消费的法律制度和政策导向,建立健全绿色低碳循环发展的经济体系。更具划时代意义的是,十三届人民代表大会在2018年3月将建设“美丽中国”和“生态文明”庄严写入《中华人民共和国宪法》。习近平总书记在2020年联合国大会一般性辩论中明确提出了中国2030年“碳达峰”和2060年“碳中和”的目标。2021年,“十四五”规划中再次明确提出“推动绿色发展,促进人与自然和谐共生”,其中“加快发展方式绿色转型”为新时代的高质量发展指明了方向,如何在经济发展中兼顾环境治理也因此成为重大关切。

推进技术进步是节能减排的关键所在,加快结构调整是节能减排的根本途径(解振华,2008)^[1]。转变经济发展方式、提升经济发展质量,就是要从高投入、高消耗的粗放式发展转向依靠技术进步、产业结构调整来带动经济发展(涂正革等,2019)^[2]。2021年4月中央政治局会议强调:“要抓住产业结构调整这个关键,推动战略性新兴产业、高技术产业、现代服务业加快发展,推动能源清洁低碳安全高效利用,持续降低碳排放强度”,这反映了中央对于结构调整提升绿色经济效率的重视。而技术进步是一国经济发展的本源(苏治等,2015)^[3],是经济在达到稳态均衡后能够持续增长的动力源泉(Solow,1956;唐未兵等,2014)^[4-5]。传统经济学认为,技术进步是中性的,即技术进步能够等比例提升资本和劳动的生产效率。但事实上,我国的技术进步并不是中性的,而是具有某种偏向性,即技术进步偏向于某种生产要素,这就使得该要素的边际产出相对增长更多,从而改变要素投入比例,对经济发展产生影响。基于此,我国有偏技术进步方向是否同经济高质量发展的方向一致?产业结构调整、有

偏技术进步对绿色经济效率增长的效用如何？对缩小绿色经济效率区域差距的效用如何？回答这些问题有助于为新时代我国经济高质量发展提供新思路。因此，厘清有偏技术进步、产业结构调整与绿色经济效率三者之间的关系，推动有偏技术进步驱动的绿色经济效率提升，破解环境约束下的经济增长困局，缩小地区绿色经济效率差距具有重要的理论和现实意义。

1.2 研究目的与意义

1.2.1 研究目的

本文基于我国转变经济发展方式，推动绿色低碳循环发展这一背景，尝试探究有偏技术进步通过产业结构调整对我国绿色经济效率提升的作用机制。首先，本文通过统计分析与实证检验相结合，厘清并识别我国有偏技术进步方向和绿色经济效率的现状和演化特征；而后建立计量模型联立方程组，考察不同因素对绿色经济效率影响的大小和方向；进一步建立空间计量模型进行拓展性分析，探究不同因素对绿色经济效率在空间层面上的影响。旨在通过研究主要因素对我国绿色经济效率增长的影响，为我国绿色转型发展提供理论依据与政策参考。

1.2.2 研究意义

(1) 理论意义：本文的研究将进一步丰富绿色经济发展理论的相关内容。尽管目前国内外学者对技术进步影响绿色经济效率的作用机制进行了深入研究，但学界多假设技术进步“中性”，这显然与有偏技术进步的现实不符，诸多研究还需进一步深入。因此，本文将有偏技术进步、产业结构调整与绿色经济效率纳入统一分析框架，并分析其中的影响路径。

(2) 现实意义：本文针对我国东、中、西三大地理区域绿色经济效率进行对比研究，可为各个区域有效利用有偏技术进步改善经济发展方式提供保障，因地制宜提升绿色经济效率；二是考察有偏技术进步在空间上对绿色经济效率的作用程度，有利于厘清要素投入对区域绿色经济效率增长的实际效用，为相关部门制定优化绿色经济效率政策提供参考。

1.3 文献综述

1.3.1 关于有偏技术进步的研究

(1) 有偏技术进步的内涵研究

有偏技术进步理论起源于 Hicks (1932) 在《工资理论》中对技术要素使用的论述, 他认为要素相对价格的变化使得技术进步存在一定的要素使用特性, 即对于相对昂贵要素的节约诱发了技术进步偏向, 但 Hicks 并未对上述现象诱导机制进一步深入探讨^[6]。二十世纪六十年代, 对于有偏技术进步及其要素价格的诱导机制开始被广泛研究, Kennedy (1964) 认为要素相对价格变化只是有偏技术进步的一部分, 要素之间的相互替代也可以引致技术进步偏向, 创新可能性边界决定了要素份额的分布^[7]。随后, Samuelson (1965)^[8]、Ahmad (1966)^[9]、Arrow (1966)^[10]和 Binswanger (1974)^[11]等学者顺应这一思路, 对创新可能性边界理论进行了多方面的完善与创新。进入二十一世纪以来, 学者们进一步丰富了有偏技术进步相关的理论研究, Acemoglu (2002、2003) 开创性地将技术进步偏向理论纳入内生经济增长框架, 从而清楚地对有偏技术进步进行了定义^[12-13]。一种是要素增强型, 即技术进步对于要素之间边际生产率不同程度的增进作用所引起的, 如果技术进步提高了生产要素 K 的相对边际产出, 则称技术进步为生产要素 K 增强型; 另一种是要素偏向型, 即技术进步可改变要素之间的边际替代率, 如果技术进步使得生产要素 K 相对于 L 的边际替代率提高, 则称技术进步偏向生产要素 K。在此基础上, Klump (2007) 通过构造包含要素增强型技术进步的标准化 CES 生产函数, 发现有偏技术进步并不只有资本或劳动偏向型技术进步, 还可同时存在不同增长形式的资本和劳动要素增强型技术进步^[14]。国内学者也对有偏技术进步的内涵进行了一定补充。戴天仕等 (2010) 对中国的技术进步偏向指数进行定义, 并采用标准化供给系统测算了我国 1978-2005 年的技术进步方向, 结果显示在此期间我国技术进步相对于劳动来说始终偏向于资本要素, 且偏向速度越来越快^[15]; 陈晓玲和连玉君 (2013) 定义有偏技术进步为两种要素效率水平提高速度不同带来的要素偏向, 并测度了我国 1978-2008 年省级资本-劳动替代弹性与技术进步偏向指数, 实证验证了德拉格兰德维尔假说^[16]; 李小平和李小克 (2018) 认为基于要素相对边

际生产率变化的要素偏向性技术进步提高了要素的相对边际产出，且要素相对边际产出同时受到要素效率与要素替代弹性的影响^[17]。

（2）有偏技术进步的测度研究

根据有偏技术进步的定義可知，有偏技术进步可以改变要素之间的边际替代率。但长期以来，测度技术进步的柯布-道格拉斯生产函数假设要素替代弹性为 1，即生产中资本投入与劳动投入是同比例变动的，故采用传统方式并不适合用来测度有偏技术进步（李小平，牛晓迪，2019）^[18]。因此现有研究中，测度有偏技术进步的方法主要有：数据包络分析法（DEA）^[18-20]、常数替代弹性函数（CES）^[21-23]和随机前沿分析法（SFA）^[24-28]，少部分学者采用卡尔曼滤波估计法^[29]和可计算的一般均衡模型法（CGE）^[30]。其中，DEA 法主要通过全要素生产率进行分解，从而得到偏向型技术进步指数，但该方法只能得出两两要素之间的技术进步偏向程度，无法就单一要素技术进步偏向进行区分；CES 法则是通过事先设定一个固定要素替代弹性的生产函数来计算要素固定替代弹性和不同要素的产出效率，从而计算出技术进步偏向指数（孟望生等，2022）^[31]，但在样本跨度过大时，该方法所假设的不变替代弹性可能会发生较大变化，从而对测算结果产生影响（李小平，牛晓迪，2019）^[18]，且该方法更适合两要素技术进步偏向指数的测算。而随机前沿模型法在 CES 函数法的基础上放松了要素间替代弹性不变的假设，且通过对技术无效率项的设定将技术无效的情形也考虑在内，从而能够更加准确地测度有偏技术进步指数。

（3）有偏技术进步与绿色经济的研究

随着全球资源与环境形式的不断变化，技术进步偏向性特征对于绿色经济发展的影响成为近年来的热门话题。Kemfert and Welsch（2000）对 1970-1988 年德国工业的要素替代弹性进行测算，发现其能源投入与资本投入相互替代，与劳动投入则是相互补充^[32]；Grimaud and Rouge（2008）对有偏技术进步带来的福利影响及相关环境政策进行了研究，发现最优环境政策会引致技术进步在长期偏向非污染性投入^[33]；Acemoglu 等（2012）在原有技术进步偏向模型基础上，创造性地将技术进步分为清洁技术与非清洁技术两类，从而构建了包含环境要素的有偏技术进步模型，并推导出技术转型升级与合理的环境政策均有助于实现经济绿色发展^[34]。国内学者也对这一问题进行了系列研究：董直庆等

(2014)研究了技术进步方向变化对环境所产生的影响, 结果发现当转变技术进步方向使得清洁技术足够强大时, 环境质量和经济增长便可实现共生发展^[35]; 郭沛和冯利华(2019)基于1998-2017年中国省级面板数据, 经实证发现能源增强型技术进步和资本偏向的内在驱动是碳排放强度下降的主要原因, 并且通过产业结构升级优化和提高资本-能源替代弹性均有利于降低碳排放强度, 实现经济绿色发展^[36]; 钱娟(2020)基于1995-2015年中国35个细分工业行业数据实证发现, 能源节约型技术进步与能源消耗和碳排放均呈“倒U型”关系, 且现阶段我国工业能源节约型技术进步发展仍处于“倒U型”曲线左侧, 应进一步加快推广应用能源节约型技术进步, 提高绿色技术进步水平^[37]。

1.3.2 关于绿色经济效率的研究

(1) 绿色经济效率的测度研究

伴随着社会经济的发展, 能源环境因素对经济的约束越发明显, 节能减排逐渐成为中国推动转变传统高能耗高污染经济增长模式的突破口和重要抓手(魏楚等, 2010; 陈诗一, 2012)^[38-39]。因此在平衡经济产出的前提下减少能源消耗或提高能源使用效率, 同时降低污染物排放, 对于推动绿色经济效率提升便显得至关重要(王兵, 刘光天, 2015)^[40]。但由于绿色经济效率值本身不可以被直接观测得出, 因此如何对其进行测度便需要借助特定的计量经济学方法。现有文献对于绿色经济效率的测度主要分为两类: 单要素指标和全要素指标。林伯强和刘泓汛(2015)指出仅考虑单要素的绿色经济效率指标由于忽略了资本、劳动等投入要素对能源的替代, 存在一定的局限^[41]。而将碳排放和能源要素纳入全要素生产率(TFP)测算框架计算得出的绿色经济效率显然可以更准确地估测经济发展方式是否符合节能减排与经济增长双赢的目标(邵帅等, 2022)^[42], 故此类方法得到了广泛发展和应用(Fare et al. 2001; Watanabe and Tanaka, 2007; 林伯强, 谭睿鹏, 2019)^[43-45], 且对于此类方法的改进和优化也取得了丰硕的成果。Chung et al.(1997)创新性地提出了方向性距离函数(DDF)模型^[46], 随后Zhou et al.(2012)在此基础上进一步提出了非径向方向性距离函数(NDDF)模型^[47], 这打破了谢泼德距离函数(SDF)对期望产出和非期望产出同比例增加或减少的假设, 从而可以有效实现测度绿色经济增

长的关键和核心，即在技术可行的范围内，尽可能多的增加期望产出和减少非期望产出。鉴于此，本文将构建基于总体技术前沿的 NDDF 函数测算模型，借此对中国省域绿色经济效率进行更加准确的测算。

（2）绿色经济效率的影响因素研究

1. 技术进步与绿色经济效率

技术进步有利于经济增长与节能减排，是绿色经济效率增长的重要推动力。钱争鸣和刘晓晨（2014）基于 2000-2010 年中国省级数据进行分析发现，技术进步是提高各地区绿色经济效率的主要动力，且绿色经济效率和技术进步都具有显著的空间正相关^[48]；李小胜等（2016）通过对碳排放的全要素生产率进行分解发现，碳排放全要素生产率提升主要来源于技术进步，技术效率作用有待提高^[49]；张平淡和屠西伟（2021）基于中国城市面板数据发现制造业集聚能够促进中国绿色经济效率提升，且这种促进作用主要通过绿色技术进步实现^[50]；而蔺鹏，孟娜娜（2021）通过对我国六大城市群整体及各城市群真实绿色经济效率的测度，发现其真实绿色经济效率增长主要源自于技术效率变化，技术进步的核心驱动作用未能有效发挥^[51]。

2. 产业结构调整与绿色经济效率

产业是绿色经济效率的载体，明晰产业结构调整对我国绿色经济效率的提升具有很强的现实指导意义（邵帅等，2022）^[42]。产业结构调整可以分为两个维度：产业结构高级化和产业结构合理化。赵领娣等（2016）研究了产业结构调整对绿色经济效率的影响，发现无论是产业结构高级化或是产业结构合理化均可显著改善绿色发展效率^[52]；张治栋和秦淑悦（2018）基于长江经济带 108 个地级市数据发现，产业结构合理化和产业结构高级化均显著提升了城市绿色经济效率，并且存在负的空间溢出^[53]。而李斌和苏珈璇（2016）在这两个维度的基础上，增加产业结构软化，即随着生产由物质导向型向知识技术导向型的转变，各产业内部知识和科技投入不断增加，知识和技术密集型产业得到快速发展，从而有效提升了资源利用效率，减少污染物排放，对绿色经济效率起到正向作用^[54]。

（3）绿色经济效率区域差异的研究

正确认识我国绿色经济效率的差异，是合理平衡资源与环境发展关系，实

现节能减排的重要前提条件（钱争鸣，刘晓晨，2014）^[55]。刘瑞翔和安同良（2012）采用非径向、非角度的 SBM 方法对中国资源环境约束下的全要素生产率进行测度分析，发现我国绿色经济效率由东到西呈现明显的阶梯式分布，中、西部地区之间的差异主要体现在经济发展层面^[56]。朱承亮等（2012）以中国西部地区 10 个省份为研究对象，发现在节能减排的前提下多数省份经济增长效率有待进一步改善^[57]。班斓和袁晓玲（2016）通过超效率 SBM 模型探究了我国 8 大区域绿色经济效率的差异及空间影响机制，结果表明：南部和东部沿海绿色经济效率水平最高，北部沿海相对较低；长江中游地区绿色经济效率普遍偏低；黄河中游、西南地区和大西北地区极低，且下降趋势明显。同时，我国绿色经济效率与人均 GDP 呈“U 型”关系，当经济转向绿色、集约型发展模式后，便会有效提升绿色经济效率^[58]。

1.3.3 文献评述

从上述文献不难看出，围绕绿色经济增长的产业结构调整和技术进步始终是国内外学者研究的热点。但多数研究均假设技术进步中性，根据内生增长理论，产业结构调整过程中的资本和劳动等要素并非时刻等比例变动，要素之间是存在替代弹性的，研究有偏技术进步假设下的产业结构调整对绿色经济的增长显然更加合理。本研究将基于我国转变经济发展方式，推动绿色低碳循环发展这一背景，尝试探究有偏技术进步通过产业结构调整对我国绿色经济效率提升的作用机制，旨在通过研究有关因素对我国绿色经济效率增长的影响，为我国绿色转型发展提供理论依据与政策参考。

1.4 研究方法与技术路线

1.4.1 研究方法

论文以理论联系实际、从实际出发作为基本方法和指导思想，在分析过程中采用以下具体研究方法：

（1）比较分析法。

比较分析法通过将客观事物加以比较，认识事物的本质和规律并做出正确

的评价。运用比较分析法，将研究对象的相同点和不同点进行比较和分析，可以加深对研究对象的理解。故此，本文将运用比较分析法来分析全国有偏技术进步和绿色经济效率的差异。

(2) 定性与定量相结合分析法。

本文在具体处理数据时，使用 EXCEL、STATA 等软件进行定量分析，在此基础上，对有偏技术进步与绿色经济效率的相关问题做定性描述，最后结合两者的分析对如何促进我国绿色经济发展提出对策建议。

(3) 规范与实证相结合分析法。

通过统计数据对我国有偏技术进步的特征事实进行描述，之后通过构建联立方程，运用高维固定效应模型对有偏技术进步与绿色经济效率的相互影响做实证分析。

1.4.2 技术路线

根据上述方法，以及“问题提出→经典理论支撑→数据实证验证→结论与对策建议”的研究思路，本文采取的技术路线如图 1.1 所示。

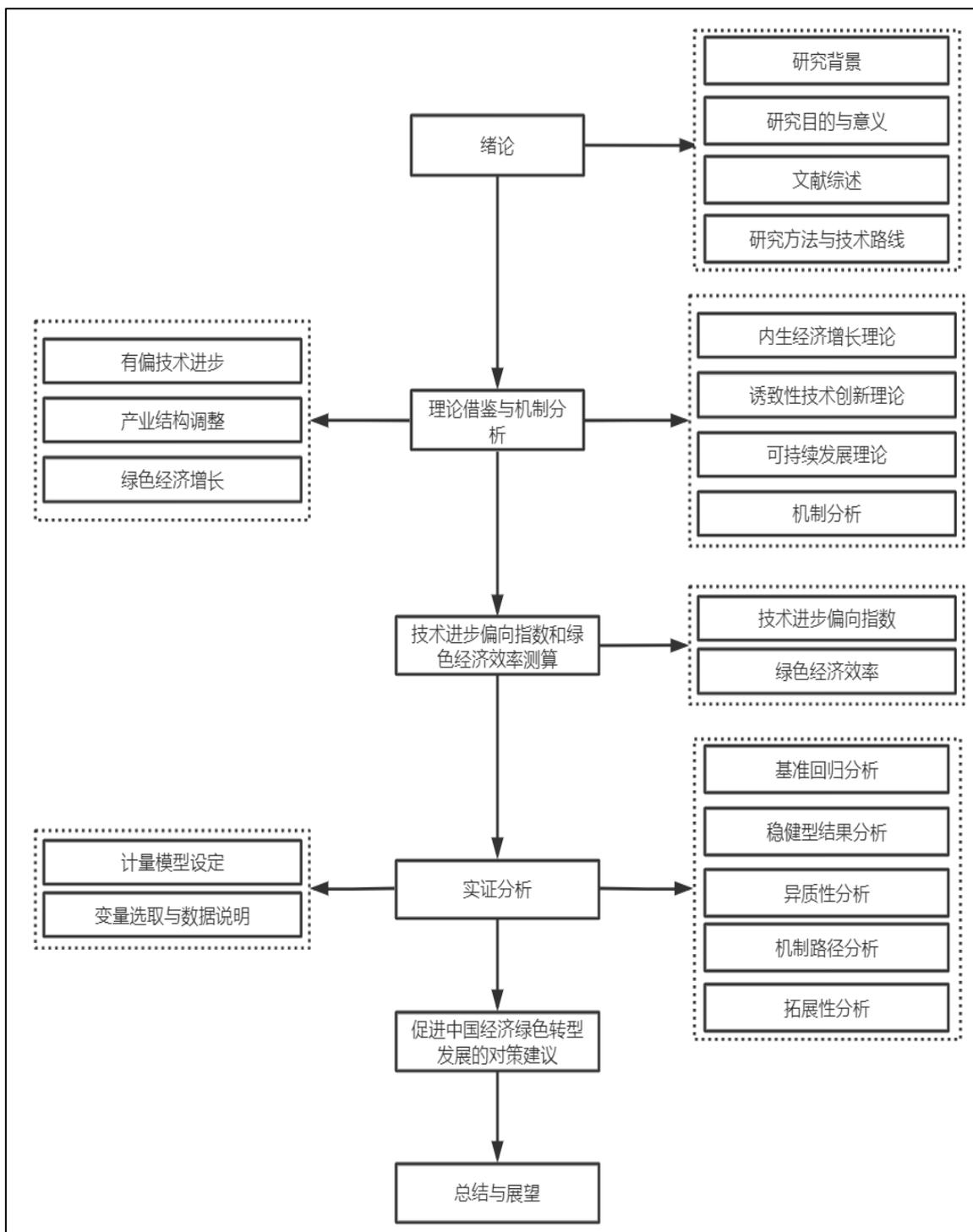


图 1.1 本研究的技术路线图

1.5 本文的创新

一是很多研究能够证实中性技术进步和产业结构调整对地区绿色经济效率的提升作用，但是鲜有研究将更符合实际的有偏技术进步纳入研究框架。本文通过将三者纳入同一框架下来探究有偏技术进步通过产业结构调整影响地区绿色经济效率的作用机制，并验证了有偏技术进步对绿色经济效率影响的异质性；二是现有探究有偏技术进步与环境改善的文献，其有偏技术进步要素只包含资本和劳动，并未加入能源与环境约束，本文可为以有偏技术进步推动地区经济绿色转型发展的相关研究进行补充；三是关于有偏技术进步对绿色经济发展的研究鲜有将视角置于空间维度，本研究在拓展性分析中采用空间计量方法对各要素有偏技术进步提升绿色经济效率的空间溢出效应进行分析，可为缩小地区绿色经济效率差距提供理论与实证支撑。

2 理论借鉴与机制分析

目前，国内外关于有偏技术进步和绿色经济增长的研究很多，也形成了较为丰富的理论。考虑到本文重点探究技术进步内生视角下的有偏技术进步通过产业结构调整对绿色经济效率的影响，所以本章首先从有偏技术进步、产业结构调整、绿色经济增长等相关概念出发，重点选择内生经济增长理论、诱致性技术创新理论与可持续发展理论作为全文的理论基础；进一步针对本文所研究的核心问题，依据理论进行相应的机制分析。

2.1 理论借鉴

2.1.1 基本概念

（1）有偏技术进步

传统经济学理论认为，技术进步是中性的，即当生产中只包含劳动、资本两种生产要素时，增加资本、劳动投入为两者带来的是生产效率提升是等比例的。但在实际生产过程中，技术进步并不是中性的，而是具有某种偏向性，其可能偏向提高某一生产要素的边际生产率，或偏向于节约某种相对昂贵生产要素的使用。Hicks（1932）在对技术要素的研究中最早提出了有偏技术进步的概念，他认为技术进步偏向源于对相对昂贵要素的节约或增加对廉价要素的使用^[6]。在 Hicks 的定义下，技术进步偏向由要素替代弹性和要素边际生产率增速共同决定。进入二十一世纪，Acemoglu（2002、2003）进一步指出技术进步对不同生产要素边际生产率增进作用的差异产生了有偏技术进步^[12-13]。结合本研究主题与相关研究，本文对技术进步偏向做出如下定义：当技术进步使得某种要素边际产出提升更多（更少）时，就称为技术进步出现了使用（节约）该生产要素的特征，称为要素偏向（节约）型技术进步。本文的“有偏技术进步”、“技术进步偏向”和“偏向型技术进步”均指代有偏技术进步。

（2）产业结构调整

产业结构调整是区别发展中国家与发达国家经济发展的一个核心变量，是后发国家加快经济发展的本质要求（Chenery et al., 1989）^[59]。同时，产业结构

调整也是一个动态的过程，即在产业发展过程中逐步实现产业结构比例与质量的提高以促进产业结构升级优化。因此，产业结构调整主要包括两方面内容：产业结构合理化与产业结构高级化。产业结构合理化主要指产业结构从不合理向合理转变的过程，即三大产业聚合协调的质量以及对于资源有效利用的程度；产业结构高级化主要指产业结构从低级化向高级化转变的过程，通过不同的技术进步速度以及在技术要求和技术吸收能力上的巨大差异，高端产业增长速度快于低端产业，从而引起产业结构高级化。由于本文的研究主题为有偏技术进步、产业结构调整与绿色经济效率的关系，更强调技术进步与产业结构的关系，因此本文“产业结构调整”均指代“产业结构高级化”。

（3）绿色经济增长

绿色经济增长是在可持续经济增长、生态经济增长等框架下提出的，它沿用了可持续发展“三大支柱”的观点，强调经济、社会、环境三个维度的互补（Nielsen, 2014）^[60]。英国经济学家皮尔斯（1989）在其《绿色经济蓝皮书》中首次提出“绿色经济”的概念，并将其定义为经济增长速度必须受制于自然界资源自我修复的速度，否则经济增长将会因资源枯竭而永久停滞，经济发展应依附于生态保护增长。基于此，本文将绿色经济增长定义为在实现经济发展和社会福利提高的同时降低环境污染和资源消耗，即绿色经济效率测度中增加期望产出的同时，减少非期望产出环境污染的数量。

2.1.2 基础理论

（1）内生经济增长理论

内生经济增长理论源于 Romer（1986）对“索洛模型”的进一步完善与反思，具体的，他对新古典增长模型中经济均衡增长被人口自然增长率所限制的假设进行放松，从而构建了技术进步完全内生的经济增长模型^[61]。同时，他将“规模报酬递增”引入对经济持续增长的解释中，并强调经济增长的动力来源于对人力资本、知识和技术进步的投资。当知识要素投入生产中就会因知识溢出产生强大的正外部性，从而导致规模报酬递增，而规模报酬递增正是经济能够长期持续增长的主要因素。在此基础上，Romer 在后续的大量研究中使用了“内生经济增长理论”，即在垄断竞争市场的假设下，知识通过不断引入人力资

本与先进物质资本而获得持续进步，即使人口自然增长率为 0 或者不存在外生技术进步，经济长期持续增长依然可以维持。与 Romer 不同，Lucas（1988）认为人力资本积累不是整个社会的组合，而是行业平均技术水平，他建立了一个包括最终产品部门和人力资本积累部门（类似于教育部门）的两部门模型，认为人力资本积累部门生产效率越高、最终产品部门人力资本外部性越大，经济增长率越高^[62]。

本文研究主题是基于经济增长的内生技术进步为前提的偏向型技术进步，既克服了内生经济增长理论定量分析的缺陷，也将内生技术进步进一步细化至各生产要素，表现为资本、劳动、能源偏向型技术进步。

（2）诱致性技术创新理论

诱致性技术创新理论由 Hicks（1932）最早提出，他观察到资本和劳动要素的相对稀缺性，并假定当生产中的一种要素禀赋比另一种生产要素更丰富时，不变的要素相对价格会驱使厂商在生产的过程中倾向使用禀赋更丰富的要素而节约相对稀缺要素，即要素资源禀赋变化会诱发技术变迁^[6]。伴随着资本的不断积累，劳动逐渐成为相对稀缺要素，企业家为降低成本追求利益最大化，便会选择使用更多资本要素对劳动要素进行替代。诱致性技术创新理论揭示了要素投入和内生技术进步的变化规律^[63]，即技术进步倾向于推动充裕要素对稀缺要素、昂贵要素对低廉要素的替代，这正是本文对有偏技术进步的定義，不同生产要素使用偏向诱致产生不同的技术进步偏向，从而对经济发展产生不同程度的影响。

（3）可持续发展理论

可持续发展理论及其相关战略孕育于对传统经济发展模式的反思。1962 年，美国生物学家 Rachel Carson 在其著作《寂静的春天》一书中提出人类与大自然和谐共处的融合共生思想。后可持续发展理论在全球范围内被各学科学者广泛讨论，具体而言：从自然属性方面，可持续发展更多指生态持续性，即寻求一种最佳的生态系统，以支持生态的完整性和人类愿望的实现，使人类的生存环境得以持续^[64]。从科技属性方面，技术进步对可持续发展起着重要作用。司伯斯认为“可持续发展就是转向更清洁、更有效的技术，尽可能接近零排放或密闭式工艺方法，尽可能减少能源和其他自然资源的消耗”。从经济属性方面，其

认为可持续发展的核心是经济发展。这里的经济发展已不是传统意义上以牺牲资源和环境为代价的经济发展，而是“不降低环境质量和不破坏世界自然资源基础的经济发展”，并且这种发展“能够保证当代人的福利增加时，也不应使后代人的福利减少”^[65]。中国学者牛文元（2012）认为可持续发展理论是以公平性、持续性、共同性为基本原则的发展，并提出中国可持续发展要始终保持经济的理性增长，全力提高经济增长质量，集中关注技术进步对于发展瓶颈的突破^[66]。综上可看出，可持续发展的核心并不是为了保护环境而限制经济发展，而是在强调产业结构动能转换、生产技术进步的基础上实现经济可持续增长。

2.2 机制分析

技术进步是推动产业结构升级最根本的因素（陈创练等，2021）^[27]，在技术进步存在要素偏向性的情况下，不同产业部门间要素生产率差异将会进一步扩大（王林辉和董直庆，2012）^[67]，引发要素在不同产业间转移（黄茂兴，2009）^[68]，技术进步偏向的生产要素投入比例进一步扩大，在这个过程中，生产要素投入比例也将得到优化，共同促进产业结构优化。同时，技术偏向通过对资本、劳动和能源要素配置效率的不对称作用将会影响要素报酬，进一步影响产业供需结构（Acemoglu，2002）^[12]，因此技术进步偏向与产业结构升级之间有着直接关系（陈创练等，2021）^[27]。“配第-克拉克定理”认为，伴随着经济发展与人均国民收入水平的提升，劳动力逐渐由第一产业向第二与第三产业转移，而第三产业能耗相对较低，促进第三产业发展便是各地区践行节能减排、缓解环境质量恶化的有效手段（邵帅等，2022）^[42]。因此，有偏技术进步、产业结构调整与绿色经济效率之间存在直接联系，即有偏技术进步可通过推动产业结构优化从而提升地区绿色经济效率。

3 技术进步偏向指数和绿色经济效率测度

3.1 模型设定与估计方法

3.1.1 技术进步偏向指数

超越对数形式的生产函数能够满足技术进步非中性的假设，并可使技术进步与各生产要素进行结合（王班班，齐绍洲，2014）^[24]。故建立碳排放约束下超越对数形式的生产函数模型，具体形式为：

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln E_{it} + \beta_4 \ln C_{it} + \beta_5 T_t + \frac{1}{2} \beta_6 (\ln K_{it})^2 + \\ & \frac{1}{2} \beta_7 (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_8 (\ln E_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_9 (\ln C_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{10} T_t^2 + \beta_{11} \ln K_{it} \ln L_{it} + \\ & \beta_{12} \ln K_{it} \ln E_{it} + \beta_{13} \ln K_{it} \ln C_{it} + \beta_{14} \ln L_{it} \ln E_{it} + \beta_{15} \ln L_{it} \ln C_{it} + \\ & \beta_{16} \ln E_{it} \ln C_{it} + \beta_{17} T_t \ln K_{it} + \beta_{18} T_t \ln L_{it} + \beta_{19} T_t \ln E_{it} + \beta_{20} T_t \ln C_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中： Y_{it} 为产出； K 、 L 、 E 和 C 分别表示资本存量、劳动投入、能源投入和碳排放量； $T = 1, 2, \dots$ 表示技术进步； $\beta_1 \sim \beta_5$ 分别表示资本、劳动、能源、碳排放和技术进步的要素累计效应； $\beta_6 \sim \beta_{10}$ 分别表示各生产要素的规模经济效应，若为正，表示规模报酬递增，为负则表示规模报酬递减； $\beta_{11} \sim \beta_{20}$ 分别表示要素两两交叉项之间的协同效应，估计值为正表示两要素是同向变化的互补效应，估计值为负则表示两要素是反向变化的替代效应； ε_{it} 表示随机误差项。

对式（1）求偏导，可以依次得到碳排放约束下资本、劳动与能源的要素产出弹性，分别为：

$$\varepsilon_{K_{it}} = \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln K_{it}} = \beta_1 + \beta_6 \ln K_{it} + \beta_{11} \ln L_{it} + \beta_{12} \ln E_{it} + \beta_{13} \ln C_{it} + \beta_{17} T_t \quad (2)$$

$$\varepsilon_{L_{it}} = \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln L_{it}} = \beta_2 + \beta_7 \ln L_{it} + \beta_{11} \ln K_{it} + \beta_{14} \ln E_{it} + \beta_{15} \ln C_{it} + \beta_{18} T_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_{E_{it}} = \frac{\partial \ln Y_{it}}{\partial \ln E_{it}} = \beta_3 + \beta_8 \ln E_{it} + \beta_{12} \ln K_{it} + \beta_{14} \ln L_{it} + \beta_{16} \ln C_{it} + \beta_{19} T_t \quad (4)$$

各要素边际生产率（配置效率）分别为：

$$MPK_{it} = \varepsilon_{K_{it}} * \frac{Y_{it}}{K_{it}} = (\beta_1 + \beta_6 \ln K_{it} + \beta_{11} \ln L_{it} + \beta_{12} \ln E_{it} + \beta_{13} \ln C_{it} +$$

$$\beta_{17}T_t) * Y_{it}/K_{it} \quad (5)$$

$$MPL_{it} = \varepsilon_{L_{it}} * Y_{it}/L_{it} = (\beta_2 + \beta_7 \ln L_{it} + \beta_{11} \ln K_{it} + \beta_{14} \ln E_{it} + \beta_{15} \ln C_{it} +$$

$$\beta_{18}T_t) * Y_{it}/L_{it} \quad (6)$$

$$MPE_{it} = \varepsilon_{E_{it}} * Y_{it}/E_{it} = (\beta_3 + \beta_8 \ln E_{it} + \beta_{12} \ln K_{it} + \beta_{14} \ln L_{it} + \beta_{16} \ln C_{it} +$$

$$\beta_{19}T_t) * Y_{it}/E_{it} \quad (7)$$

要素替代弹性是判断技术进步偏向的关键变量，以资本-劳动替代弹性计算公式为例：

$$\sigma_{KL} = \frac{d(\frac{K}{L})}{(\frac{K}{L})} / \frac{d(\frac{MPL}{MPK})}{(\frac{MPL}{MPK})} = \frac{d(\frac{K}{L}) * (\frac{MPL}{MPK})}{d(\frac{MPL}{MPK}) * (\frac{K}{L})} = \left[1 + \frac{\varepsilon_K \beta_7 - \beta_{11}}{\varepsilon_L - \varepsilon_K} \right]^{-1} \quad (8)$$

当 $\sigma_{KL} < 1$ 时，资本与劳动要素之间是互补的；当 $\sigma_{KL} = 1$ 时，资本与劳动的要素禀赋与要素边际生产率是同比例变化的，则技术进步是中性的；当 $\sigma_{KL} > 1$ 时，资本要素对劳动要素成替代关系，且替代性随 σ_{KL} 数值的增大而增大。能源-资本替代弹性（ σ_{EK} ）和能源-劳动替代弹性（ σ_{EL} ）分析同上。

技术进步偏向某种生产要素是指技术进步使该要素边际产出提升更多，因此则可用要素技术进步产出比率表达技术偏向的程度（Baron and Kenny, 1986）^[69]。本文测算各要素技术进步偏向指数的公式为：

$$DK = (\partial MPK / \partial T) / MPK = \beta_{17} / \varepsilon_K \quad (9)$$

$$DL = (\partial MPL / \partial T) / MPL = \beta_{18} / \varepsilon_L \quad (10)$$

$$DE = (\partial MPE / \partial T) / MPE = \beta_{19} / \varepsilon_E \quad (11)$$

以资本技术进步偏向指数为例。当 $DK > 0$ 时，技术进步偏向资本要素使用型； $DK < 0$ 时，技术进步偏向资本要素节约型，且 DK 值越小，技术进步的资本要素节约偏向程度越高。劳动和能源生产要素技术进步偏向指数分析同上。

3.1.2 绿色经济效率

绿色经济效率是在考虑资源消耗和环境代价的基础上，在现有全要素生产率分析框架下，将能源消耗纳入投入变量并考虑环境污染作为非期望产出测算出的社会经济运行效率，是评价一个国家或地区经济效率的指标（林小希，

2021) [70]。采用 Zhou et al. (2012) [47]提出的非径向方向性距离函数 (NDDF) 核算中国地级市绿色经济效率。NDDF 函数可以将经济生产生活中的投入、期望产出和非期望产出指标包含进去, 且能够有效缓解 DDF 模型中严格等比例假设所带来的“松弛偏误”问题 (Fukuyama and Weber, 2009) [71], 故能够较全面有效的反映一个地区的绿色经济效率水平。因此, 本文采用全域技术前沿同 NDDF 函数结合的测算模型对绿色经济效率进行测度。

具体而言, 假设存在 $i=1, 2, 3, \dots, M$ 个地区作为基本决策单元 (DMU), 一共有 $t=1, 2, 3, \dots, T$ 期, 投入要素资本 (K)、劳动 (L) 和能源 (E), 期望产出 (Y), 非期望产出 (C)。设定生产技术形式如下:

$$T = \left\{ (K, L, E, Y, C): \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^M \lambda_{it} K_{it} \leq K, \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^M \lambda_{it} L_{it} \leq L, \right. \\ \left. \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^M \lambda_{it} E_{it} \leq E, \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^M \lambda_{it} Y_{it} \leq Y, \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^M \lambda_{it} C_{it} = C, \lambda_{it} \geq 0 \right\} \quad (12)$$

其中, λ_{it} 是构建包络所有观测值凸组合的权重, 非负约束意味着生产技术具有规模报酬不变的特征。上述可行集满足闭集和有界集、投入和期望产出可自由处置性、产出弱可处置性和副产品假定。参考金刚等 (2020) [72], 定义非径向方向性距离函数为:

$$\overline{ND}(K, L, E, Y, C; g) = \sup\{\omega^T \beta: (K, L, E, Y, C) + g * \text{diag}(\beta) \in T\} \quad (13)$$

其中, $g = (-g_K, -g_L, -g_E, g_Y, -g_C)$ 是方向向量, 表明效率改进的期望方向是投入和非期望产出减少, 期望产出增加; $\omega = (\omega_K, \omega_L, \omega_E, \omega_Y, \omega_C)^T$ 是权重向量, 表明各个投入产出变量的标准化权重; $\beta = (\beta_K, \beta_L, \beta_E, \beta_Y, \beta_C)^T \geq 0$ 为比例因子, 用来表示投入和非期望产出可能减少的比例, 期望产出可能增加的比例。结合本文研究对象, 我们选择固定资本存量 (K)、非农年末就业人数 (L) 和全社会用电量 (E) 作为投入变量, 选择 GDP (Y) 和地区碳排放量 (C) 作为期望产出和非期望产出。参考 Zhou et al. (2012) [47], 设定方向向量为 $g = (-K, -L, -E, Y, -C)$, 并对投入、期望产出和非期望产出均等赋予 $1/3$ 的权重, 若某一类投入产出由多个变量组成, 则对根据各投入产出内部要素数量进一步均等赋予权重, 最终设定权重向量为 $\omega = (\frac{1}{9}, \frac{1}{9}, \frac{1}{9}, \frac{1}{3}, \frac{1}{3})^T$ 。

上述非径向方向性距离函数可通过以下线性规划模型得到:

$$\overline{ND}(K, L, E, Y, C) = \left\{ \left(\begin{array}{l} \max(\frac{1}{9}\beta_K + \frac{1}{9}\beta_L + \frac{1}{9}\beta_E + \frac{1}{3}\beta_Y + \frac{1}{3}\beta_C) \\ s.t. \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^M \lambda_{it} K_{it} \leq K - \beta_K g_K, \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^M \lambda_{it} L_{it} \leq L - \beta_L g_L; \\ \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^M \lambda_{it} E_{it} \leq E - \beta_E g_E, \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^M \lambda_{it} Y_{it} \leq Y + \beta_Y g_Y; \\ \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^M \lambda_{it} C_{it} \leq C - \beta_C g_C, \lambda_{it}, \beta_K, \beta_L, \beta_E, \beta_Y, \beta_C \geq 0 \end{array} \right), t = 1, 2, \dots, T, i = 1, 2, \dots, M \right\} \quad (14)$$

通过 SBM-DEA 模型求解式 (12) 可得最优解 $\beta^* = (\beta_K^*, \beta_L^*, \beta_E^*, \beta_Y^*, \beta_C^*)^T$, 最终构建第 m 个地区在第 t 期的投入效率 (IP_{mt}) 和环境效率 (PP_{mt}), 而后依照上文所设立各变量的权重计算投入效率与环境效率的加权平均值得出被解释变量绿色经济效率 ($Gtfp_{mt}$):

$$IP_{mt} = 1/3 \sum_{I=K, L, E} \frac{(I_{mt} - \beta_{I, mt}^* \times I_{mt}) / (Y_{mt} + \beta_{Y, mt}^* \times Y_{mt})}{I_{mt} / Y_{mt}} \quad (15)$$

$$PP_{mt} = \frac{(C_{mt} - \beta_{C, mt}^* \times C_{mt}) / (Y_{mt} + \beta_{Y, mt}^* \times Y_{mt})}{C_{mt} / Y_{mt}} \quad (16)$$

$$Gtfp_{mt} = \frac{1}{2} IP_{mt} + \frac{1}{2} PP_{mt} \quad (17)$$

由于本文考虑了资本 (K)、劳动 (L) 和能源 (E) 三种投入要素, 故可将投入效率 (IP_{mt}) 进一步进行分解:

$$IP_{mt} = \frac{1}{3} * (IP_{mt}^K + IP_{mt}^L + IP_{mt}^E) \quad (18)$$

其中, IP_{mt}^K 、 IP_{mt}^L 和 IP_{mt}^E 分别表示资本投入效率、劳动投入效率和能源投入效率, 它们数值上的增长分别表现为资本节约效应、劳动节约效应和能源节约效应, 均可提升地区绿色经济效率。

3.2 数据来源与变量说明

本文研究样本为 1995—2020 年除港澳台地区和西藏自治区之外的 30 个省级行政区的面板数据^①。数据来源包括相关年份的《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》及各省份统计年鉴, 对部分缺失值进行了插值处理。

投入要素包括资本、劳动和能源, 其中, 资本投入采用永续盘存法核算出的固定资本存量表示, 初始资本存量和折旧率均参考张军等 (2004) [73] 的方法进行计算, 劳动投入选用非农年末就业人数衡量, 能源投入参考秦炳涛 (2014) [74], 选用各省全年全社会电力消费数据衡量; 期望产出 Y 各省 GDP 被平减为 2000 年不变价格的可比序列; 非期望产出 C 用各省份碳排放量来衡量, 因官方未直接公布各地区碳排放量, 因此本文以各省份能源消耗总量为基础, 参考涂华等 (2014) [75] 所推算出的标准煤碳排放值 (0.69tC/tce), 进行碳排放量的折

^① 由于重庆市在 1997 年从四川省划分出来确立为直辖市, 故其 1997 年前后各数据存在统计口径不一致的问题。为降低此问题对研究结果潜在的影响, 本文基于重庆市 1997-2001 年各数据年均增长率进行平滑处理, 最终得到重庆市 1995-1996 年各相关数据, 并对四川省 1995-1996 年相关数据减去推算出的重庆市的数据。

算。各投入产出数据描述性统计结果见表 3.1。

表 3.1 投入产出变量描述性统计表

	变量	单位	平均值	标准差	最小值	最大值
投入	资本存量 (K)	万元	4.03E+08	5.79E+08	7.10E+05	3.56E+09
	劳动 (L)	万人	1428.7373	1085.1568	99.9000	6272.0000
	能源 (E)	万千瓦时	1.21E+07	1.21E+07	3.20E+05	6.94E+07
期望产出	GDP (Y)	万元	9.78E+07	1.13E+08	1.74E+06	7.20E+08
非期望产出	碳排放 (C)	万吨	7165.5253	5576.1436	208.8975	2.89E+04

3.3 测度结果与现状描述

3.3.1 技术进步偏向指数

若在样本期间内，所选择的经济变量存在相似的变动趋势，则可能影响回归估计结果的准确性和稳健性，故本文首先对测度技术进步偏向指数的各变量进行多重共线性检验。常用的方法包括方差扩大因子法 (VIF) 和容差法 (TOL)，表 3.2 为各变量多重共线性检验结果。由表 3.2 可知，所有变量 VIF 值均远远大于 10，TOL 值均接近于 0，说明存在严重的多重共线性。为了消除多重共线性的影响并得到更符合实际的回归系数，本文采用岭回归方法对数据重新进行回归 (Hoerl et al., 1970; 修静, 2016) [76-77]。

表 3.2 多重共线性检验

自变量	共线统计量		自变量	共线统计量	
	VIF	TOL		VIF	TOL
$\ln K$	57593.16	1.70E-05	$\ln K \ln L$	40596.83	2.50E-05
$\ln L$	18161.71	5.50E-05	$\ln K \ln E$	569948.25	2.00E-06
$\ln E$	103683.64	1.00E-05	$\ln K \ln C$	196166.77	5.00E-06
$\ln C$	65680.73	1.50E-05	$\ln L \ln E$	97044.98	1.00E-05
T	44802.60	2.20E-05	$\ln L \ln C$	36765.76	2.70E-05

$\frac{1}{2} * (\ln K)^2$	53437.40	1.90E-05	$\ln E \ln C$	598162.13	2.00E-06
$\frac{1}{2} * (\ln L)^2$	5174.04	1.93E-04	$T \ln K$	42885.77	2.30E-05
$\frac{1}{2} * (\ln E)^2$	398964.13	3.00E-06	$T \ln L$	7918.49	1.26E-04
$\frac{1}{2} * (\ln C)^2$	91641.44	1.10E-05	$T \ln E$	146891.31	7.00E-06
$\frac{1}{2} * T^2$	817.31	1.22E-03	$T \ln C$	38301.35	2.60E-05

在进行岭回归之前，需要先确立岭参数 k 是否选择合理，图 3.1 为式 (1) 间距为 0.01 的岭迹图。观察可知，各变量在 $k=0.01$ 时开始收缩，逐渐趋于稳态，故选择岭参数为 0.01 时的岭回归估计结果更为可信。下文相应参数估计值均由这一选择得出。

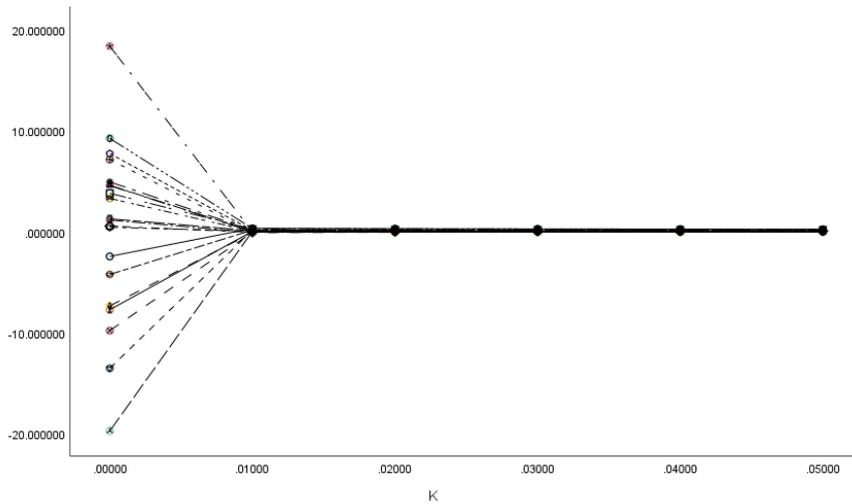


图 3.1 岭迹图

对式 (1) 进行岭回归估计，结果如表 3.3 所示。 β_6 为 0.0111，显著为正说明在样本期间内资本积累的规模报酬是递增的，而 β_7 和 β_8 分别为 -0.0149 和 -0.0026，显著为负说明样本期间内劳动累积和能源投入的规模报酬在不断递减；两两生产要素之间回归系数 ($\beta_{11} \sim \beta_{16}$) 均显著为正，说明各生产要素两两之间均为同向的互补效应；技术进步除与资本投入呈互补效应外，与劳动投入和能源投入均表现为替代效应。

表 3.3 岭回归估计结果

自变量	回归系数	自变量	回归系数
$\ln K$	0.2106**	$\ln K \ln L$	0.0060***
$\ln L$	0.2967**	$\ln K \ln E$	0.0037***
$\ln E$	-0.0883**	$\ln K \ln C$	0.0045***
$\ln C$	0.0257**	$\ln L \ln E$	0.0079***
T	-0.0105***	$\ln L \ln C$	0.0024***
$\frac{1}{2} * (\ln K)^2$	0.0111***	$\ln E \ln C$	0.0003***
$\frac{1}{2} * (\ln L)^2$	-0.0149***	$T \ln K$	0.0001***
$\frac{1}{2} * (\ln E)^2$	-0.0026***	$T \ln L$	-0.0008***
$\frac{1}{2} * (\ln C)^2$	0.0008***	$T \ln E$	-0.0009***
$\frac{1}{2} * T^2$	0.0009***	$T \ln C$	-0.0013***
<i>cons</i>	8.4477		

注：*、**、***分别表示 1%、5%、10%显著性水平，下表同。

参照表 3.3 回归结果，结合式（2）~（7）可计算出 1995—2020 年中国 30 个省级行政区的资本、劳动与能源的要素产出弹性与配置效率。限于篇幅，表 3.4 只列出每个指数全国层面 14 年的年平均值^①。

要素产出弹性表明要素投入变动一个百分比所带来的产出百分比变动。由表 3.4 可知，资本与劳动产出弹性大于 0，而能源产出弹性小于 0，这表明我国经济生产过程中能源投入过饱和，需要进一步实施节能措施；资本产出弹性始终大于劳动产出弹性，且年均增长幅度也大于劳动产出弹性，这表明相比劳动而言，资本对我国经济增长的贡献更大（宋慧琳，彭迪云，2019）^[26]，应进一步发展资本密集型产业。

表 3.4 中国各生产要素产出弹性与配置效率年平均值

年份	ε_K	ε_L	ε_E	MPK	MPL	MPE
----	-----------------	-----------------	-----------------	-------	-------	-------

① 为使数据更具有可比性，表中所有 MPL 数值均在原始数据基础上除以 10000。

1995	0.5150	0.4269	-0.0143	0.5431	1.0761	-0.0777
1996	0.5222	0.4296	-0.0130	0.5340	1.0844	-0.0723
1998	0.5296	0.4324	-0.0125	0.5302	1.0911	-0.0738
2000	0.5354	0.4343	-0.0127	0.5273	1.1054	-0.0790
2002	0.5409	0.4359	-0.0130	0.5261	1.1139	-0.0817
2004	0.5483	0.4382	-0.0133	0.5260	1.1186	-0.0862
2006	0.5557	0.4403	-0.0137	0.5259	1.1273	-0.0914
2008	0.5624	0.4425	-0.0140	0.5269	1.1285	-0.0929
2010	0.5700	0.4441	-0.0142	0.5281	1.1326	-0.0933
2012	0.5764	0.4460	-0.0143	0.5297	1.1337	-0.0921
2014	0.5817	0.4468	-0.0145	0.5307	1.1404	-0.0926
2016	0.5858	0.4470	-0.0145	0.5320	1.1389	-0.0910
2018	0.5895	0.4475	-0.0149	0.5332	1.1509	-0.0945
2020	0.5923	0.4474	-0.0149	0.5335	1.1531	-0.0992

资本配置效率与能源配置效率总体呈现下降趋势，而劳动配置效率持续增长，这说明中国 1995—2020 年资本投资效率与能源使用效率逐渐恶化，而劳动投入效率逐渐得到改善。资本、能源和劳动是生产过程中的基础性投入，但长期以来我国经济高速增长伴随着大量的重复建设和过度投资问题（曹春方等，2014）^[78]，生产过程中对于能源的过度依赖与低效运用，导致资本配置效率和能源配置效率持续降低。相反伴随着我国义务教育和高等教育的逐步完善，平均受教育水平的提高促进了人力资本的快速积累，高素质人才在生产过程中能够带来高收益，引致劳动配置效率逐渐提升。

进一步地，本文对样本期间内中国各省级行政区要素替代弹性和技术进步的要害偏向性进行分析，结果如表 3.5 所示。可以发现：（1）全国范围内的要素替代弹性在 1995-2020 年期间整体表现为资本与劳动要素互补、能源要素对资本和劳动要素替代。技术进步整体偏向劳动节约型、能源使用型、资本使用型共存。技术进步偏向强弱表现为能源 > 资本 > 劳动。（2）能源技术进步偏向指数始终大于 0，表现为能源使用型技术进步，与能源稀缺的特性存在矛盾。

尽管中国能源配置效率始终小于 0 且不断下降，但地方政府在以经济增长优先的发展理念下，长期人为地压低能源价格，使市场能源价格不能正确反映其稀缺程度（修静，2016）^[77]，而厂商也会因能源价格的低廉而在生产中大规模使用能源来替代资本和劳动等要素。在全球能源紧缺的今天，这种与资源稀缺性相悖的发展模式注定是无法长久的。（3）资本技术进步偏向指数始终大于 0。这表明在环境约束下，中国 1995—2020 年省级技术进步总体表现为资本偏向性，这可以从以下三个方面来解释：一方面，中国自改革开放以来，一直保持着高投资率，资本积累不断加快，根据引致技术进步理论，企业厂商将更愿意研究偏向资本的技术（Acemoglu, 2002、2003）^[12-13]；另一方面，根据跨国技术扩散理论，作为发展中国家的中国，在对外开放不断加深的过程中，自然也会以较低成本吸纳发达国家研发的更偏向资本的技术（Gancia and Zilibotti, 2009）^[79]，使得本国技术进步偏向资本；最后，尽管中国劳动配置效率增长率始终快于资本配置效率增长率，但由于资本与劳动要素互补，在劳动生产率提高的同时也增加了对于资本使用的需求，从而形成对资本的超额需求，导致资本的边际产出（产出弹性）增长比劳动更多，使技术进步偏向资本。（4）资本和能源技术进步偏向指数均呈递减趋势，而劳动技术进步偏向指数则呈递增趋势，说明长期依赖大规模资本和能源驱动的发展模式不可持续，这为推动生产要素配置转向使用更高效率的劳动，实现更有效率的增长创造了重要条件（李小平、李小克，2018）^[17]。

表 3.5 中国要素替代弹性及技术进步的要素偏向性变化趋势（1995—2020 年）

年份	σ_{KL}	σ_{EK}	σ_{EL}	DK	DL	DE	要素偏向性排序
1995	0.7785	1.0077	1.0171	2.015E-04	-1.827E-03	1.011E-01	$E>K>L$
1996	0.7866	1.0075	1.0172	1.987E-04	-1.815E-03	1.293E-01	$E>K>L$
1998	0.7917	1.0075	1.0172	1.971E-04	-1.810E-03	1.428E-01	$E>K>L$
2000	0.7944	1.0074	1.0171	1.959E-04	-1.804E-03	1.509E-01	$E>K>L$
2002	0.7973	1.0074	1.0170	1.948E-04	-1.799E-03	1.369E-01	$E>K>L$
2004	0.8005	1.0074	1.0169	1.938E-04	-1.796E-03	1.222E-01	$E>K>L$
2006	0.8027	1.0073	1.0169	1.929E-04	-1.792E-03	1.119E-01	$E>K>L$

2008	0.8062	1.0073	1.0168	1.918E-04	-1.789E-03	1.059E-01	$E>K>L$
2010	0.8095	1.0072	1.0167	1.905E-04	-1.784E-03	1.027E-01	$E>K>L$
2012	0.8131	1.0072	1.0167	1.892E-04	-1.780E-03	1.018E-01	$E>K>L$
2014	0.8158	1.0072	1.0166	1.880E-04	-1.775E-03	1.012E-01	$E>K>L$
2016	0.8194	1.0071	1.0166	1.867E-04	-1.771E-03	9.953E-02	$E>K>L$
2018	0.8214	1.0071	1.0165	1.855E-04	-1.765E-03	9.584E-02	$E>K>L$
2020	0.8245	1.0070	1.0165	1.844E-04	-1.762E-03	9.536E-02	$E>K>L$

3.3.2 绿色经济效率

结合式 (15) - (18), 可核算出中国各地区 1995—2020 年的绿色经济效率及其分解项。图 3.2 报告了样本期间全国、东部、中部和西部绿色经济效率的核密度分布^①。可以发现, 相较于中部和西部, 东部的绿色经济效率及其分解项分布均偏右, 而中部相对于西部也更偏右, 这表明东部地区绿色经济效率及其分解项在整体上高于中部, 中部在整体上又高于西部。西部地区自然资源丰富, 故会优先选择具有比较优势的资源密集型产业, 且由于资源优势往往会形成锁定效应和路径依赖, 引致资源环境效率提高的激励不足, 绿色经济效率持续走低 (李江龙, 徐斌, 2018) [80]。

^①具体划分为: 东部 (辽宁、河北、北京、天津、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南); 中部 (黑龙江、吉林、山西、河南、安徽、湖北、湖南、江西); 西部 (内蒙古、陕西、宁夏、甘肃、青海、四川、重庆、云南、贵州、广西)

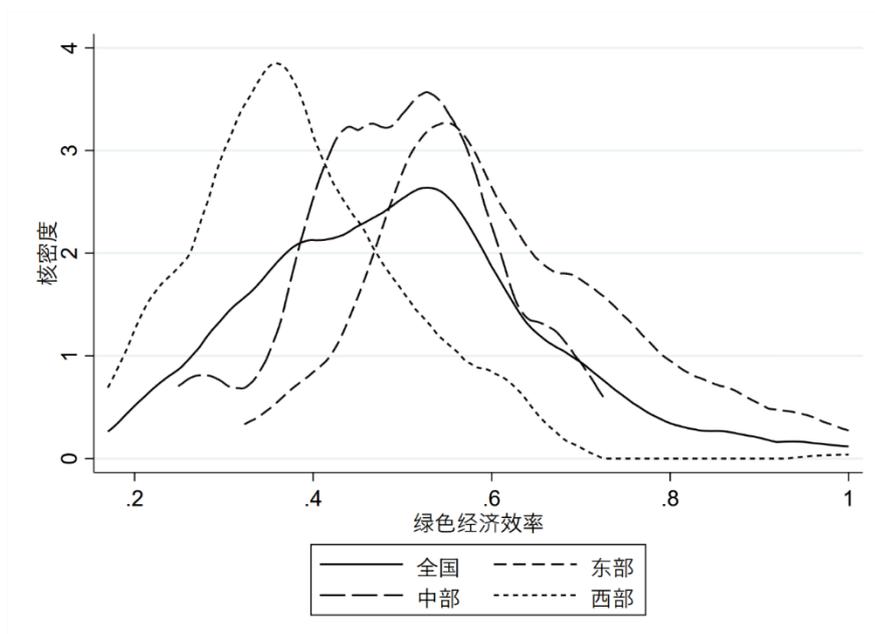


图 3.2 绿色经济效率核密度分布

图 3.3 报告了绿色经济效率及其分解项均值的演变趋势。可以发现，绿色经济效率及其分解项均存在明显的阶段性特征。“九五”（1996—2000 年）期间，中国政府对国有企业进行抓大放小所有制改革，首次对技术落后、高耗能和高污染的 15 种小型工业企业采取了取缔或关停处理，使得我国工业碳排放量大幅度降低（陈诗一，2010）^[81]，一定程度上减缓了我国碳排放上升的势头，在经济保持高速增长的同时，使得我国此时期的绿色经济效率相较之前降速有所放缓。进入二十一世纪以来，我国工业化与城市化进程明显加快，地方政府在保证经济发展的同时对于环境政策执行的力度大幅降低，全国能源消耗和碳排放也随之急剧增加（陈诗一，2010；陈诗一，2011）^[81-82]，直接导致全国绿色经济效率大幅度降低。这与邵帅等（2022）^[42]、Yang 等（2017）^[83]等文献用不同方法测算出的我国绿色经济效率走势基本一致，再次证实了本文数据与测度方法的科学性。高耗能、高排放的粗放型经济增长模式严重阻碍了我国经济绿色转型的进程，直到 2006 年，我国在“十一五”规划中首次以一整篇的形式提出建设低投入、高产出，低消耗、少排放，能循环、可持续的资源节约型，环境友好型社会^①，并进一步完善环境监管体制，制定落实排放总量控制等一系列节能减排手段，这使得我国逐渐摆脱之前的粗放式发展模式，遏制了绿色经济效

① 《中华人民共和国国民经济和社会发展第十个五年规划纲要》访问地址：http://www.gov.cn/gongbao/content/2001/content_60699.htm

率进一步快速下降的势头。2009 年，我国提出控制温室气体排放目标后，生态环保和节能减排意识逐渐深入生产生活之中，国家层面也先后于 2010 年划定首批低碳试点地区、2011 年划定碳排放权交易试点地区等绿色发展先行示范区，这使得我国绿色经济效率持续上升，经济低碳转型取得了长足进步。

再来看三种要素的投入效率和环境效率，除资本投入效率与绿色经济效率呈负相关外，其余分解项演变趋势同绿色经济效率基本保持一致。这表明资本的使用不利于发挥要素节约效应对绿色经济效率的促增作用，结合前文资本配置效率的不断降低，资本收益率也会随之减少。同时，我国资本投资大量集中于高能耗、高污染的重化工业，对生态环境造成了严重的损害（袁鹏，程施，2011）^[84]，导致资本投入效率与绿色经济效率呈负相关。劳动投入效率、能源投入效率与环境效率的提升均有利于绿色经济效率的增长，表明我国近些年来在人力资本上的积累与节能减排方面的努力均已显现成效，有效促进了经济绿色转型发展。

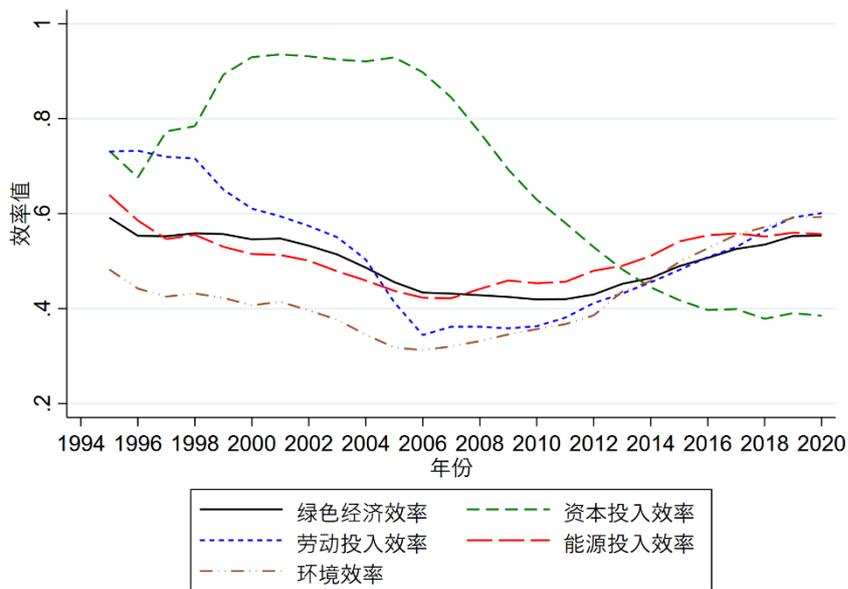


图 3.3 绿色经济效率逐年变动趋势

3.4 本章小结

本章主要就各生产要素技术进步偏向指数和绿色经济效率的现状和演化趋势进行统计与分析，并进一步对各生产要素的产出弹性和边际生产率、绿色经

济效率的分解项分别核算与对比分析。

首先，本章构建了碳排放约束下超越对数形式的生产函数，并由此求出中国省级各生产要素的产出弹性、边际生产率、要素间替代弹性和技术进步偏向指数。全国层面来看，生产要素产出弹性从大到小依次为资本、劳动和能源，因此应进一步发展资本密集型产业；生产要素边际生产率表现为资本和能源边际生产率总体下降，而劳动边际生产率呈上升趋势，这表明中国平均受教育年限的增长促进了人力资本的快速积累，劳动配置效率得到提高；要素替代弹性始终表现为资本与劳动要素互补、能源对资本和劳动要素替代；生产要素技术进步偏向指数演化趋势相对稳定，偏向程度从大到小依次为能源、资本和劳动，即技术进步偏向能源和资本使用型，劳动节约型共存，且资本和能源技术进步偏向指数呈递减趋势，劳动技术进步偏向指数呈递增趋势。

其次，本章构建基于总体技术前沿的 NDDF 模型测度了中国省级绿色经济效率及其分解项。区域层面来看，东部绿色经济效率在整体上高于中部又高于西部；全国层面来看，绿色经济效率存在明显的阶段性特征，直到近十年中国加大力度推动生产方式绿色转型，绿色经济效率才得到了持续提升；除资本投入效率与绿色经济效率呈负相关外，其余分解项演化趋势同绿色经济效率基本保持一致。

4 技术进步偏向对绿色经济效率影响的实证分析

4.1 计量模型设定

为探究技术进步偏向对绿色经济效率的影响效应，本文构建模型（19）。进一步地，为探究产业结构调整在技术进步偏向与绿色经济效率之间的传导机制，本文在模型（19）的基础上构建模型（20）。需要指出的是，现有大量文献多借鉴 Baron 和 Kenny “两步” 中介法或温忠麟和叶宝娟（2014）^[85] “三步” 中介法，但上述两种方法均存在一定弊端（江艇，2022）^[86]，故本研究参考现阶段较为权威且前沿的处理方法（王伟同，周佳音，2019）^[87]，在基准回归方程式（19）中加入机制变量，通过观察核心解释变量前系数的变化判断内在机制是否存在。

$$Gtftp_{mt} = \alpha_1 DI_{mt} + \alpha_2 X_{mt} + \delta_m + \gamma_t + \epsilon_{mt} \quad (19)$$

$$Gtftp_{mt} = \sigma_1 DI_{mt} + \sigma_2 SI_{mt} + \sigma_3 X_{mt} + \delta_m + \gamma_t + \epsilon_{mt} \quad (20)$$

其中 m 对应各省域截面单位， t 表示年份； $Gtftp$ 为被解释变量，即前文测算出的绿色经济效率； DI 为前文测算出的各生产要素的技术进步偏向指数， SI 为机制变量，即产业结构调整变量， X 为控制变量； δ_m 为地区固定效应； γ_t 为年份固定效应； ϵ_{mt} 为随机误差项。

4.2 变量选取与数据说明

基于数据可得性并参考相关文献，本文对技术进步偏向指数、产业结构调整变量及控制变量进行了如下选择。（1）技术进步偏向指数。即上文测算出的 DK 、 DL 和 DE ^①。（2）产业结构调整变量。参考干春晖等（2011）^[88]，采用第三产业增加值与第二产业增加值的比重作为衡量产业结构调整指标。（3）控制变量。参考相关文献，本文将对外开放程度（ OP ）、政府干预程度（ GOV ）、人口密度（ PD ）和人均 GDP（ PG ）作为控制变量引入回归方程，以控制影响绿色经济效率的其他重要因素。其中，对外开放程度采用进出口贸易总额与地区生产总值比值表示；当财政支出用于教育与改善基础设施方面时将有利于促进

①为使数据更具有可比性， DK 与 DL 分别在原有基础上扩大 10000 倍和 1000 倍，对于回归结果定性分析无影响。

地区技术进步，而当把财政支出用于行政管理上时将会导致资源配置扭曲，造成效率损失（李江龙，徐斌，2018）^[80]，故采用政府一般预算支出占地区生产总值比重衡量政府干预程度；人口密度采用地区年末总人口与地区总面积比值表示，人均 GDP 采用地区生产总值与地区年末总人口比值表示，并均进行对数化处理。

上述各变量及绿色经济效率的变量说明和描述性统计分别见表 4.1 和 4.2。各变量数据主要来源为《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》以及各省份统计年鉴与统计公报，其中部分缺失值采用插值法填补。

表 4.1 各变量说明表

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明
被解释变量	绿色经济效率	<i>Gtfp</i>	
核心解释变量	资本技术进步偏向指数	<i>DK</i>	均由本文第 3 章测算得出
	劳动技术进步偏向指数	<i>DL</i>	
	能源技术进步偏向指数	<i>DE</i>	
中介变量	产业结构调整	<i>SI</i>	三产增加值/二产增加值（%）
控制变量	对外开放程度	<i>OP</i>	进出口贸易总额/地区生产总值（%）
	政府干预程度	<i>GOV</i>	政府一般预算支出/地区生产总值（%）
	人口密度	<i>PD</i>	$\ln(\text{地区年末总人口}/\text{地区总面积})$
	人均 GDP	<i>PG</i>	$\ln(\text{地区生产总值}/\text{地区年末总人口})$

表 4.2 各变量的描述性统计结果

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Gtfp</i>	780	0.4984	0.1618	0.1701	1.0000
<i>DK</i>	780	1.8583	0.1020	1.6686	2.2046
<i>DL</i>	780	-1.7707	0.0338	-1.8762	-1.6873
<i>DE</i>	780	0.0985	0.0963	0.0254	1.0005
<i>SI</i>	780	1.0043	0.5339	0.4944	5.2968
<i>OP</i>	780	0.0402	0.0500	0.0011	0.2655
<i>GOV</i>	780	0.1880	0.0966	0.0492	0.6430
变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>PD</i>	780	5.4089	1.2637	1.8960	8.2813
<i>PG</i>	780	9.8749	1.0172	7.5099	12.0130

4.3 基准回归分析

为了考察有偏技术进步与绿色经济效率之间的关系，本文采用 OLS 模型进行回归，回归结果如表 4.3 所示。所有回归均控制了地区与年份固定效应，以此来控制各个地区个体以及各个年份不可观测因素带来的外部冲击。列（1）为未纳入控制变量的回归，（2）~（5）列为依次加入控制变量的回归结果。

表 4.3 基准回归结果

变量	(1) <i>Gtfp</i>	(2) <i>Gtfp</i>	(3) <i>Gtfp</i>	(4) <i>Gtfp</i>	(5) <i>Gtfp</i>
<i>DK</i>	3.0194*** (0.1867)	3.0147*** (0.1875)	3.0350*** (0.1918)	3.6431*** (0.1927)	3.9821*** (0.1997)
<i>DL</i>	-0.7673*** (0.2214)	-0.7738*** (0.2226)	-0.7746*** (0.2228)	-1.5726*** (0.2274)	-0.9079*** (0.2560)
<i>DE</i>	0.2371*** (0.0428)	0.2382*** (0.0430)	0.2336*** (0.0440)	0.2275*** (0.0416)	0.2492*** (0.0410)
<i>OP</i>		0.0382 (0.1321)	0.0354 (0.1323)	0.0711 (0.1251)	0.1046 (0.1230)
<i>GOV</i>			0.0318 (0.0624)	0.2118*** (0.0621)	0.2804*** (0.0623)
<i>PG</i>				0.1669***	0.1946***

				(0.0179)	(0.0184)
<i>PD</i>					0.1872*** (0.0353)
<i>Cons</i>	-6.4947*** (0.3160)	-6.4992*** (0.3165)	-6.5437*** (0.3286)	-10.7696*** (0.5504)	-11.5253*** (0.5587)
观测值	780	780	780	780	780
R^2	0.8949	0.8950	0.8950	0.9063	0.9098
<i>Pro FE</i>	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Year FE</i>	Y	Y	Y	Y	Y

注：（）内为稳健标准误；Y表示控制，N表示不控制。下表皆同。

由列（1）回归结果可知：资本和能源技术进步偏向指数与绿色经济效率呈正相关关系，劳动技术进步偏向指数与绿色经济效率呈负相关关系，说明技术进步越偏向资本和能源使用型，劳动节约型，绿色经济效率就会得到更大提升。其可能的作用机制为：

（1）资本要素偏向型技术进步可提高投资的使用效率和技术进步的程度，从而以技术进步逐渐实现经济绿色转型发展（孙才志等，2018）^[89]；同时，技术与资本的进一步结合使得技术进步发展对于物质资本的需求逐渐增多（钟世川，2014）^[90]，从而增加资本密集度。但资本密集度的加深能否提升绿色经济效率还要取决于资本投入“偏向性”（Shao et al., 2016）^[91]，当新追加的物质资本投资只是低效的过度投资和重复投资时，将会引致产能过剩，如前文所述，我国资本配置效率持续降低，从而导致资本投入效率与绿色经济效率呈负相关；只有当生产设备等物质资本的更新是以节能减排技术为导向时（邵帅等，2022）^[42]，资本偏向型技术进步才可以发挥其应有的作用，提升地区绿色经济效率水平。

（2）能源偏向型技术进步可通过优化能源结构，提升能源利用效率，从而减少生产过程中的污染排放（周喜君，郭淑芬，2018）^[92]，环境保护过程中也多偏向于清洁能源和清洁技术的运用（孙才志等，2018）^[89]，从而提升地区绿色经济效率。但长期以来我国粗放式的发展模式以及非市场定价的能源价格导致了能源配置效率逐渐降低，扭曲了能源偏向型技术进步对于绿色经济效率的提升作用，因此应进一步推进能源市场改革，减少或者取消对能源使用的补贴，从而诱致技术创新转向能源节约方向，提高地区绿色经济效率（Newell et al., 1999）^[93]。

(3) 当技术进步偏向资本与能源时, 考虑要素替代性, 此时厂商会以资本与能源来代替生产中高额的劳动投入, 低技能劳动力因为不能匹配技术进步所带来的生产方式变革, 无法发挥技术进步所带来的生产效率提升而被厂商淘汰, 从而使厂商就业人员技能水平进一步得到优化 (陈创练等, 2021) [27], 生产效率得到提高, 促进绿色经济效率的提升; 同时劳动节约型技术进步也会加速社会人力资本的积累, 人力资本对绿色经济增长有着不可忽视的正向作用 (孙才志等, 2018) [89], 劳动者为谋求到一份好的工作, 便会通过各种途径使自己获得某种比较优势, 从而提升自己的技能水平, 共同促进经济绿色发展。

再来看控制变量加入后的回归结果。在逐步加入控制变量的过程中, 核心解释变量 *DK*、*DL* 和 *DE* 前的回归系数依然在 1% 的水平上显著, 且方向与未加入控制变量前一致, 这证明了本文控制变量选择的有效性。*OP* 的回归系数始终为正但不显著, 外资的引入可以为我国带来先进的生产技术与管理经验, 通过节能减排技术效应从总体上提升地区绿色经济效率 (周杰琦, 张莹, 2021) [94], 但长期以来我国环境规制强度存在地区差异性, 低环境规制地区便会出现“污染天堂”和“底线竞赛”现象, 导致外资引入不利于绿色经济效率提升 (王竹君等, 2020) [95], 总体回归系数不显著。尽管诸多研究认为政府对于市场的干预有时是低效率的, 要更多依靠市场的力量, 但本文 *GOV* 的回归系数显著为正, 这说明我国制度优势和“有为政府”建设的效应正在逐渐显现, 一系列自上而下的环境规制工具主导的“碳减排”极大促进了地区绿色经济的提升 (韦东明, 顾乃华, 2021; 张华, 丰超, 2021) [96-97]。*PG* 和 *PD* 的回归系数均显著为正, 人口和经济活动集聚度的提高均有利于降低单位工业增加值污染物排放强度 (陆铭, 冯皓, 2014) [98], 从而有效提升地区绿色经济效率。

4.4 稳健性结果分析

为了检验基准回归结果的稳健性, 本文将从以下几个方面检验有偏技术进步对地区绿色经济效率影响的稳健性。

(1) 更换被解释变量—绿色经济效率核算方式。绿色经济效率的核算结果受到来自指标选取与核算方式两方面的影响。故参考周杰琦和张莹 (2021) [94] 对绿色经济效率单位环境资源消耗创造的实际 GDP 的定义, 结合本研究构建如

下绿色经济效率核算公式:

$$Gtfp_{mt} = GDP_{mt}/Ep_{mt} = GDP_{mt}/(1/2 E_{mt} + 1/2 C_{mt}) \quad (21)$$

对核算之后的数值取自然对数得到新的绿色经济效率 $Gtfp_2$ 进行回归, 结果如表 4.4 列 (1) 所示。可以看出, 核心解释变量资本、劳动和能源技术进步偏向指数前的回归系数方向均在 1% 显著性水平上与基准回归基本保持一致, 说明本文核心结论的稳健性。

表 4.4 稳健性检验回归结果

变量	(1) $Gtfp_2$	(2) $Gtfp$	(3) $Gtfp$	(4) $Gtfp$
DK	5.3909*** (0.5043)	4.1523*** (0.2123)	3.9027*** (0.2076)	3.9828*** (0.2915)
DL	-5.8135*** (0.6465)	-0.8141*** (0.2637)	-0.4854* (0.2583)	-1.1815*** (0.2827)
DE	0.7469*** (0.1036)	0.4643*** (0.0584)	0.4330*** (0.0565)	0.2647*** (0.0539)
ETS			0.0839*** (0.0114)	
识别不足检验				143.133 [0.000]
弱识别检验				556.503 {16.38}
$Cons$	-13.7317*** (1.4112)	-11.2592*** (0.5960)	-9.6066*** (0.6172)	-12.7201*** (0.7842)
控制变量	Y	Y	Y	Y
观测值	780	780	780	780
R^2	0.9382	0.9070	0.9136	0.9160
$Pro FE$	Y	Y	Y	Y
$Year FE$	Y	Y	Y	Y

注: 识别不足检验采用 Kleibergen-Paap LM 统计量, []中的值为其对应的 p 值; 弱识别检验采用 Cragg-Donald Wald F 统计量, 16.38 为 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值。

(2) 考虑到本文选用的所有变量均为连续变量, 可能会存在极端值对结果造成影响, 故对所有变量进行 1% 缩尾处理后再次进行回归, 检验结果见表 4.4 列 (2), 核心解释变量均在 1% 显著性水平上通过检验, 进一步说明本文结论的稳健性。

(3) 排除干扰政策的影响。样本期间内宏观政策可能会对本文回归结果造

成影响（李治国，王杰，2021；刘传明等，2019）^[99-100]，故在基准回归模型中加入政策虚拟变量来排除其对回归结果的影响。根据《国家发展改革委办公厅关于开展碳排放权交易试点工作的通知》（发改办气候[2011]2601号）文件，构建政策变量 *ETS* 表示是否为碳排放权交易试点地区，并将其代入进行回归，回归结果见表 4.4 列（3），政策项系数显著为正，说明碳排放权交易试点政策显著提升了试点地区绿色经济效率；而核心解释变量依然显著，且方向与基准回归保持一致，说明本文结论的稳健性。

（4）内生性检验。为了缓解遗漏变量和双向因果对本文回归分析产生的内生性偏误，采用工具变量两阶段最小二乘法来处理此问题。基于本文 3 个核心解释变量的特殊性，分别选择 3 个核心解释变量滞后一期作为本文的工具变量。回归结果如表 4.4 列（4）所示，3 个工具变量回归的第一阶段 *F* 值均在 1% 水平上显著，分别为 172.66、403.88 和 111.74，均满足大于 10 的经验法则，且 Cragg-Donald Wald *F* 统计量为 556.503，大于 Stock-Yogo 检验在 10% 水平上的临界值 16.38，说明不存在弱工具变量问题。将第一阶段的拟合值代入第二阶段回归方程中回归，发现核心解释变量系数方向均显著同基准回归保持一致。

4.5 异质性分析

（1）考察区域异质性。技术一致性理论认为要素禀赋结构与技术进步偏向的一致性程度对于提升地区全要素生产率具有决定性作用（Antonelli，2016）^[101]，而我国东部、中部和西部在资本、劳动和能源等要素禀赋上存在明显的异质性，因此其对于提升绿色经济效率的技术进步偏向选择是否存在差异需要我们进一步探讨。如前文所述，将 30 个省级行政区划分为东部、中部和西部，并对其进行异质性检验，考察不同区域有偏技术进步对绿色经济效率的影响差异。检验结果如表 4.5 所示，其中第（1）列、第（2）列和第（3）列分别表示东部、中部和西部的回归结果。由表可知，三大区域资本偏向型技术进步均可显著促进地区绿色经济效率提升，但劳动和能源技术进步偏向与绿色经济效率的关系却存在差异。首先，从劳动技术进步偏向来看，东部地区技术进步越偏向劳动节约，越有利于绿色经济效率提升；中部地区技术进步越偏向劳动使用，越有利于绿色经济效率提升；西部地区回归系数为正但不显著，表明技术进步

偏向劳动使用促进绿色经济效率提升的效果不明显。究其原因可能是：相对于东部来说，中西部劳动资源丰富，禀赋结构与技术进步偏向的匹配才可使生产处于经济区域（宋慧琳，彭迪云，2019）^[26]，因此中西部地区应在提升人力资本积累的同时，持续推动劳动偏向型技术进步，发展劳动密集型产业促进地区绿色经济效率增长；而伴随着我国城镇化率的不断提高，大量低技能劳动力涌入东部各大城市，造成区域内劳动拥挤，过往的劳动密集型产业已不能为绿色经济增长带来持续动力，因此东部地区应积极推进技术革新，克服资本与低技能劳动的选择惰性（宋慧琳，彭迪云，2019）^[26]，推动劳动节约型技术进步以促进地区整体人力资本积累，提升高技能劳动力占比，从而促进绿色经济效率增长。其次，从能源技术进步偏向来看，东部和中部地区与全国回归结果保持一致，而西部地区回归系数为负但不显著。究其原因可能是：相对于东部和中部来说，西部地区发展基础较为薄弱，工业体系尚不完善，且多为污染严重的能源密集型产业，这使得本就脆弱的生态环境破坏更加严重，技术进步带来的能源效率提高不足以抵消经济增长对能源需求的增加（王林辉等，2022）^[102]，且以煤炭为主的能源消费结构利用效率较低。因此，西部地区应进一步推动能源节约型技术进步，改变发展观念，减少生产过程中对能源要素的依赖，从而有效提升地区绿色经济效率。

表 4.5 异质性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部	中部	西部	资源型省份	非资源型省份
<i>DK</i>	3.4393*** (0.4784)	5.6022*** (0.6083)	2.9154*** (0.2457)	-0.1825 (0.4721)	3.7179*** (0.2655)
<i>DL</i>	-2.2989*** (0.8483)	1.3138** (0.5998)	0.0063 (0.2493)	-2.4173*** (0.4372)	-2.6382*** (0.3606)
<i>DE</i>	0.1159* (0.0597)	1.3449*** (0.3862)	-0.3183 (0.2817)	-10.5215*** (1.3170)	0.2294*** (0.0430)
<i>Cons</i>	-12.9531*** (1.1736)	-6.9334*** (1.5858)	-7.9988*** (0.7446)	-3.4000*** (0.7645)	-13.5126*** (0.7224)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	286	208	286	234	546
R^2	0.8577	0.9104	0.9262	0.9512	0.8865
<i>Pro FE</i>	Y	Y	Y	Y	Y
<i>Year FE</i>	Y	Y	Y	Y	Y

(2) 考察资源禀赋异质性。资源禀赋是影响一个地区发展的重要因素，但资源对于发展是“诅咒”还是“福音”一直是学界探讨的热点，故拟对省份资源禀赋因素进行划分，探究有偏技术进步对不同资源禀赋省份的异质性。参考阎晓等（2020）^[103]综合考虑资源型产业产值和从业人员占比指标后对我国资源型省份的划分，将本文研究的 30 个省份划分为 9 个资源型省份和 21 个非资源型省份^①，并分别对其进行异质性回归，回归结果如表 4.5 列（4）和列（5）所示。由表可知，非资源型省份同全国样本回归结果保持一致，而资源型省份则偏向于采用资本节约型和能源节约型技术进步促进地区绿色经济效率提升。究其原因可能是：依托资源比较优势，资源型省份多形成以资源型行业为主导的产业结构，而资源型行业的高资产专用性与低产业关联性，则导致高沉淀成本与资源部门对生产要素的锁定效应，造成资源型省份反工业化与产业单一（张复明，2011）^[104]，不利于产业多样化集聚形成产业共生体，从而无法发挥产业多样化对资源利用效率的提高，环境污染问题无法得到改善。因此，资源型省份为提升地区绿色经济增长，“被迫”选择推动资本与能源节约型技术进步，提升资本有效投资，降低生产过程中对化石能源的依赖，从而达到与自然和谐共生的发展理念。

4.6 机制路径分析

基于模型（20）的机制检验结果见表 4.6。可以看出，相较于表 4.2 列（5）回归结果来说，核心解释变量 *DK*、*DL* 和 *DE* 的回归系数绝对值均发生了不同程度的缩小，说明产业结构调整在有偏技术进步与绿色经济效率中承担了正向机制作用，即有偏技术进步可通过优化产业结构进而提升地区绿色经济效率；同时，*SI* 的系数显著为正，这说明在环境约束下，产业结构的进一步绿化升级是推动我国经济绿色转型发展的重要途径（邵帅等，2022）^[42]。

表 4.6 机制检验回归结果

变量	<i>Gtfp</i>	变量	<i>Gtfp</i>
<i>DK</i>	3.6082*** (0.2078)	控制变量	Y

①资源型省份具体为：山西、内蒙古、黑龙江、贵州、云南、陕西、青海、宁夏和新疆。

<i>DL</i>	-0.6673*** (0.2550)	观测值	780
<i>DE</i>	0.2349*** (0.0403)	R^2	0.9133
<i>SI</i>	0.0513*** (0.0095)	<i>Pro FE</i>	Y
<i>Cons</i>	-10.1914*** (0.6013)	<i>Year FE</i>	Y

4.7 本章小结

本章首先构建双向固定效应回归模型，实证验证有偏技术进步对绿色经济效率的影响效用。结果显示：技术进步越偏向资本和能源使用型，劳动节约型，绿色经济效率就会得到更大提升。进一步地，本章机制分析验证得出有偏技术进步可通过优化产业结构进而提升地区绿色经济效率。

其次，本章对比分析了中国不同区域、不同资源禀赋省份有偏技术进步对绿色经济效率影响的差异，资本技术进步偏向方面，东中西三大区域和非资源型省份资本偏向技术进步均能促进绿色经济效率提升，资源型省份则偏向采用资本节约型技术进步；劳动技术进步偏向方面，除中西部劳动资源禀赋丰富的两个地区偏向采用劳动偏向型技术进步来促进绿色经济效率提升外，东部地区、资源型省份和非资源型省份均偏向劳动节约型技术进步来促进绿色经济效率提升；能源技术进步偏向方面，西部地区和资源型省份受“资源诅咒”影响，偏向采用能源节约型技术进步促进绿色经济效率提升。

5 拓展性分析

5.1 要素间技术进步偏向

本文基准回归采用的是单一要素衡量的技术进步偏向，这可具体得出各生产要素促进绿色经济效率提升的技术进步偏向，但无法区分出要素之间相对技术进步偏向程度对绿色经济效率的影响。故参考 Diamond (1965)^[105]，核算出两两要素之间的技术进步偏向，以资本-劳动技术进步偏向指数 (DI) 为例：

$$DI = \frac{\partial MPK/\partial T}{MPK} - \frac{\partial MPL/\partial T}{MPL} = DK - DL \quad (22)$$

当 $DI > 0$ 时，说明相对于劳动来说，技术进步表现为资本偏向型；当 $DI < 0$ 时，说明相对于资本来说，技术进步表现为劳动偏向型；当 $DI = 0$ 时，说明技术进步在资本与劳动之间不存在偏向，技术进步为希克斯中性技术进步。对于能源-资本技术进步偏向指数 ($D2$)、能源-劳动技术进步偏向指数 ($D3$) 的分析同上。将取自然对数后的 $\ln DI$ 、 $\ln D2$ 和 $\ln D3$ 代入基准回归，结果如表 5.1 所示，其中列 (1) 到列 (3) 是逐步加入了控制变量、省级固定效应和年份固定效应的回归结果。回归结果显示，资本-劳动技术进步偏向指数和能源-劳动技术进步偏向指数的回归系数均显著为正，而能源-资本技术进步偏向指数的回归系数显著为负。这表明当技术进步表现为资本使用劳动节约、能源使用劳动节约时可有效提升地区绿色经济效率；同时技术进步表现为资本使用能源节约时也可有效提升地区绿色经济效率，即可使绿色经济效率提升的要素相对技术进步偏向程度为资本 > 能源 > 劳动，这与实际测算出的技术进步偏向程度能源 > 资本 > 劳动存在差异，因此中国现阶段有偏技术进步结构与经济绿色转型发展不匹配。究其原因可能是：如前文所述，长期以来中国对于能源使用者的补贴使得能源使用价格低于其价值，引致技术进步偏向能源使用（修静，张振华，2022）^[28]，但能源属于稀缺性要素，这种与要素禀赋特性相悖的发展模式选择的显然不是适宜的技术进步偏向（钟世川，2014）^[107]，不符合可持续发展理念；同时，在清洁能源技术不成熟的前提下，我国经济生产中能源主体依旧为化石能源，而单位化石能源的使用势必伴随着相对更多的二氧化碳排放（王明喜等，2017）^[108]，因此依赖于能源使用偏向的技术进步不能长期、持续地促进经济绿

色转型发展（修静，2016）^[77]。而伴随着我国能源市场改革的深化，中国的能源价格已逐渐向市场化定价过渡，能源要素价格相对于其他要素上升速度更快（王班班，齐绍洲，2014）^[24]，因此出于成本考虑，能源节约型技术进步被逐渐诱发^①（Newell et al, 1999; Kumar and Managi, 2009）^[93, 109]。在保持总产量不变的前提下，能源节约型技术进步可通过在生产中采用其他非能源要素代替能源要素、推动清洁能源的开发与运用，降低生产过程对化石能源的依赖，从而达到节能减排目的（丁利春等，2022）^[110]，更好的促进经济绿色转型发展。

表 5.1 拓展性分析结果 I

变量	(1) <i>Gtfp</i>	(2) <i>Gtfp</i>	(3) <i>Gtfp</i>
<i>lnD1</i>	2.9149*** (0.1666)	7.1465*** (0.4338)	7.0121*** (0.4121)
<i>lnD2</i>	-12.6801*** (1.2066)	-9.1574*** (1.0931)	-18.1907*** (1.1083)
<i>lnD3</i>	12.7343*** (1.2245)	9.2516*** (1.1107)	18.2992*** (1.1202)
<i>Cons</i>	18.4349*** (1.0211)	43.5584*** (2.6466)	42.2981*** (2.5530)
控制变量	N	Y	Y
观测值	780	780	780
R^2	0.4391	0.4798	0.9070
<i>Pro FE</i>	N	N	Y
<i>Year FE</i>	N	N	Y

5.2 空间溢出效应

上述实证结果均是运用 OLS 模型对有偏技术进步指数和绿色经济效率进行了分析，但并未考虑其空间效应。事实上，既有研究表明绿色经济效率（李治国等，2022）^[111]和碳排放（罗能生，王玉泽，2017）^[112]等宏观经济变量均存在明显的空间关联特征。因此，在考察有偏技术进步对绿色经济效率的影响时，若忽略它们在空间维度上的关联特征将导致估计结果有所偏误。故本文进一步将空间因素纳入考量，运用空间计量模型进行拓展性分析。首先构建如下基本形式的空间面板模型：

①可与前文 *DE* 逐年降低互相印证。

$$Gtfp_{mt} = \alpha_0 + \rho \sum_j \omega_{mj} Gtfp_{jt} + \alpha_1 DI_{mt} + \alpha_2 X_{mt} + \alpha_3 \sum_j \omega_{mj} \ln DB_{jt} + \alpha_4 \sum_j \omega_{mj} X_{jt} + \varepsilon_{mt} \quad (23)$$

$$\varepsilon_{mt} = \lambda \sum_j \omega_{mj} \varepsilon_{jt} + \nu_{mt}$$

式(23)中 m 和 j 分别对应各省域截面单位， t 表示年份； ω_{mj} 为空间权重矩阵 W 中的元素； $Gtfp$ 为被解释变量，即前文测算出的绿色经济效率； DI 为前文测算出的各生产要素技术进步偏向指数， X 为控制变量； α_0 为常数项， ρ 表示相邻省份被解释变量对本省份被解释变量的影响，即空间溢出效应， $\alpha_1 \sim \alpha_2$ 表示本省解释变量的变化对本省自身被解释变量的影响， $\alpha_3 \sim \alpha_4$ 表示相邻省份解释变量的变化对本省被解释变量的影响； ε 表示独立同分布的随机扰动项， λ 表示随机误差项的空间误差系数。

如果模型(23)被验证为空间杜宾模型(SDM)，则需要进一步采用平均直接效应和平均间接效应来更好地反应解释变量对被解释变量的影响(Lesage and Pace, 2009)^[113]。这是由于空间滞后项的存在，除被解释变量的空间项之外，式(23)的各变量回归系数均不能直接反映解释变量对被解释变量的实际影响，且回归系数的显著性也不能反映解释变量对被解释变量影响的真实性(Lesage and Pace, 2009; Elhorst, 2014)^[113-114]。平均直接效应指本地区某一解释变量的变化对该地区本身绿色经济效率的平均综合影响，这涵盖了解释变量本身的变化对绿色经济效率的直接影响，以及这种影响效应传递到空间关联地区进而引起相关变量变化后对本地所产生的反馈效应；平均间接效应指本地某一解释变量变化后引起空间关联地区相关变量的变动，以及其对本地绿色经济效率的影响传递到空间关联地区后，进而对这些地区绿色经济效率产生的平均影响(邵帅等, 2022)^[42]。因此，基于科学性与合理性，本文参考Lesage和Pace(2009)^[113]提出的偏微分求解方法计算平均直接效应和平均间接效应(后文分别简称为直接效应与间接效应)，从而实证考察各解释变量对绿色经济效率的影响。

5.2.1 空间权重矩阵构建

考虑到仅采用经济距离权重矩阵(W_e)或地理距离权重矩阵(W_g)会忽视

另一方面可能产生的空间相关性（向书坚等，2022）^[115]，本文构建了同时考虑经济距离和地理距离的经济地理嵌套空间权重矩阵 W_{eg} （Parent and Lesage,2008）^[116]，其构造形式为 $W_{eg} = W_e \times W_g$ 。进一步地，不同于上述乘法形式构造的经济地理嵌套矩阵，参考张征宇和朱平芳（2010）^[117]构建加权形式的经济地理嵌套空间权重矩阵 $W_w = \omega W_e + (1 - \omega)W_g$ ，其中 $\omega = 0.5$ （邵帅等，2016）^[118]。此外，上述矩阵在进行空间回归时均进行了行标准化。

5.2.2 空间计量模型选取

在构建空间计量模型之前，需要对数据是否存在空间依赖性进行检验。综合现有文献，本文采用 Moran's I 指数对变量空间溢出效应的显著性进行判断，Moran's I 指数取值范围为[-1, 1]，绝对值越大表示变量空间相关性越强，为正时表示存在空间正相关，反之则表示存在空间负相关。表 5.2 列出了绿色经济效率和不同要素技术进步偏向指数的全局 Moran's I 指数。由表可知，两种空间矩阵下各种回归变量的全局 Moran's I 指数均在整体上通过检验，且显著为正，这说明绿色经济效率与技术进步偏向指数在空间分布上并非随机，而是具有正的空间相关性。因此，采用空间面板模型研究该问题具有科学性与合理性。

表 5.2 空间相关性检验结果

变量		<i>Gtfp</i>	<i>DK</i>	<i>DL</i>	<i>DE</i>
<i>Moran's I</i>	W_{eg}	0.622*** (0.023)	0.328*** (0.023)	0.328*** (0.023)	0.510*** (0.023)
	W_w	0.596*** (0.014)	0.295*** (0.014)	0.294*** (0.014)	0.480*** (0.014)

尽管相对于空间滞后模型（SAR）与空间误差模型（SEM），空间杜宾模型（SDM）更具一般性（邵帅等，2022）^[42]，但为了回归结果的准确性，依然要对模型的形式进行检验。本文首先参考 Anselin（2008）^[119]和 Elhorst（2010）^[120]先后提出的空间面板数据的 LM 检验和稳健的 LM 检验对 SAR 与 SEM 进行选择；其次，通过 LR 检验与 Wald 检验验证 SDM 能否简化为 SAR 或 SEM。现有文献大多基于以上拉格朗日乘子检验作为判断模型优劣的标准（向书坚等，

2022) [115], 但该检验仅仅是基于统计推断而忽略了理论基础, 从而可能导致选择模型错误 (姜磊, 2016) [121]。因此, 本文参考向书坚等 (2022) [115], 在前序检验的基础上增加三个统计量对模型进行比较: Log Likelihood (对数似然值)、AIC (赤池信息准则) 与 BIC (贝叶斯信息准则)。其中, Log Likelihood 越大说明模型越好, AIC 与 BIC 越小说明模型越好。

模型选择结果如表 5.3 和表 5.4 所示。由表可知: (1) 两种空间矩阵下的 Hausman 检验均在至少 10% 显著性水平下拒绝随机效应的原假设, 故应建立空间面板固定效应模型; (2) 两种空间矩阵下的 Moran's I 指数均显著为正, 与前文结论一致, 进一步说明绿色经济效率和技术进步偏向指数存在正的空间相关性; (3) 两种空间矩阵下的 LM-Error、LM-Lag 与 Robust LM-Error 均显著, 而 Robust LM-Lag 均不显著, 说明选择 SEM 优于 SAR; (4) 两种空间矩阵下的 LR-Lag 与 LR-Error 均显著拒绝原假设, 说明 SDM 不会退化为 SAR 与 SEM, 故建立空间杜宾模型为最优选择; (4) 进一步地, 根据 Log Likelihood、AIC 与 BIC 的判断标准, 结合表 9 中 OLS、SAR、SEM、SDM 四种模型的检验结果可知, 建立 SDM 为最优选择。综上, 本文建立空间杜宾固定效应模型进行拓展性分析。

表 5.3 模型选择检验结果 I

统计量	W_{eg}	W_w	统计量	W_{eg}	W_w
<i>LM-Error</i>	131.294***	279.382***	<i>LR-Lag</i>	101.23***	99.72***
<i>LM-Lag</i>	84.861***	110.871***	<i>LR-Error</i>	152.57***	127.49***
<i>Robust LM-Error</i>	47.455***	168.984***	<i>Wald-Lag</i>	33.41***	47.21***
<i>Robust LM-Lag</i>	1.022	0.472	<i>Wald-Error</i>	168.17***	138.74***
<i>Moran-I</i>	11.860***	17.776***	<i>Hausman 检验</i>		
				27.73***	34.71***

表 5.4 模型选择检验结果 II

模型	<i>Log Likelihood</i>	<i>AIC</i>	<i>BIC</i>
<i>OLS</i>	1252.704	-2489.407	-2452.133
<i>SAR-W_{eg}</i>	1286.608	-2555.217	-2513.283

$SEM-W_{eg}$	1260.936	-2503.872	-2461.938
$SDM-W_{eg}$	1337.221	-2644.443	-2574.553
$SAR-W_{\omega}$	1267.497	-2516.993	-2475.06
$SEM-W_{\omega}$	1253.614	-2489.228	-2447.295
$SDM-W_{\omega}$	1317.357	-2604.715	-2534.825

5.2.3 直接效应与间接效应

采用最小二乘法对包含变量空间滞后项的空间模型进行估计会造成回归参数、空间参数和标准误估计的不一致性 (Lesage and Pace, 2009) [113], 而误差修正的准极大似然估计法 (QMLE) 则可以有效兼顾时空滞后的双重效应, 获得对空间固定模型一致的参数估计值 (Lee and Yu, 2010) [122]。因此, 本文将采用 QMLE 对包含有时空固定效应的空间模型进行回归, 回归结果见表 5.5。

表 5.5 空间杜宾模型参数估计结果

变量	$Gtfp$			$Gtfp$		
	W_{eg}	W_{eg}	W_{ω}	W_{ω}	W_{ω}	W_{ω}
	SDM模型	直接效应	间接效应	SDM模型	直接效应	间接效应
DK	3.9427*** (0.1773)	4.1470*** (0.1861)	3.9006*** (0.6240)	4.0189*** (0.1861)	4.1169*** (0.1923)	6.6107*** (1.2376)
DL	-0.3940* (0.2338)	-0.4185* (0.2352)	-0.3923 (0.7252)	-0.6621*** (0.2420)	-0.6951*** (0.2384)	-2.0161 (1.3272)
DE	0.203*** (0.039)	0.232*** (0.040)	0.480*** (0.120)	0.245*** (0.041)	0.261*** (0.041)	0.796*** (0.246)
$W \cdot DK$	1.6578*** (0.5291)			4.6500*** (1.0280)		
$W \cdot DL$	-0.2057 (0.5410)			-1.5791 (1.0665)		
$W \cdot DE$	0.282*** (0.087)			0.588*** (0.194)		
ρ	0.305*** (0.054)			0.190* (0.098)		
控制变量	Y			Y		
观测值	780			780		
R^2	0.053			0.055		
Pro FE	Y			Y		
Year FE	Y			Y		

表 5.5 第 (1) 列为整体回归结果,可以看出省级绿色经济效率的空间自回归系数 ρ 均在至少 10%的水平上显著为正,这表明省级绿色经济效率存在显著的正向空间依赖性,进一步验证了引入空间因素进行拓展性分析的合理性。列 (2) 和列 (3) 分别为直接效应和间接效应回归结果。从直接效应来看,技术进步越偏向资本和能源使用型、劳动节约型,本地绿色经济效率就会得到更大提升,这与不考虑空间因素的基准回归结论保持一致。从间接效应来看,在两种经济地理空间权重矩阵影响下,资本偏向和能源偏向的技术进步均存在正向的空间溢出效应,可有效提升空间关联省份绿色经济效率,从而缩小地区绿色经济效率差距;而本地劳动节约型技术进步却并未对邻近地区绿色经济效率产生显著影响。究其原因可能是:资本和能源偏向型技术进步在发达地区与周边落后地区的经济往来中可以促进技术的外溢(孙才志等,2018)^[89],发达地区生产方式的转变具有示范效应,邻近地区可通过技术扩散享有发达地区资本与能源偏向技术进步的最新成果,从而提升本地绿色经济效率;且能源偏向型技术进步可通过优化能源消费结构提升绿色经济效率,当本地能源使用效率提高或开发出清洁能源后,能源消费结构便会得到优化,而邻近地区往往与本地区具有相同的资源(能源)禀赋(许和连,邓玉萍,2014)^[123],能源消费结构调整也存在一定的区域联动性(邵帅等,2022)^[42],因此邻近地区绿色经济效率也会因技术溢出得到提升;而劳动要素则受制于距离长度的影响,具有显著的空间局限性(邓若冰,刘颜,2016)^[124]。本地劳动者通过劳动节约型技术进步提高技能水平后,受限于户籍制度和地方保护主义的影响,劳动要素的跨区域流动将受到严重阻碍(韩峰,柯善咨,2012)^[125],从而弱化了劳动偏向型技术进步的溢出效应,使得邻近地区不能共享劳动技术进步带来的绿色经济效率提升。

5.3 本章小结

本章从要素间技术进步偏向和空间溢出效应两个方面进行了拓展性分析。结果显示:能源技术进步偏向对绿色经济效率的影响存在不确定性,伴随着我国能源市场改革的不断深入,能源节约型技术进步在绿色转型发展中的作用逐渐放大,从而达到节能减排促进绿色经济效率提升的目的。资本偏向与能源偏

向技术进步均存在正向的空间溢出，可有效促进周边地区绿色经济效率提升，从而缩小地区绿色发展差距；而劳动节约型技术进步则因为户籍限制与地方保护主义的存在，无法有效带动周边地区绿色经济效率提升。

6 促进我国经济绿色转型发展的对策建议

本研究基于前文中国有偏技术进步和绿色经济效率现状，依据有偏技术进步、产业结构调整影响绿色经济效率的一系列实证结果，依次提出提升环境友好型资本要素存量、推动能源要素市场改革、加强人才队伍建设、因地制宜选择合适的技术进步偏向组合等对策建议。

6.1 提升环境友好型资本存量，助推经济绿色转型发展

资本偏向型技术进步可有效带动本地及邻近地区绿色经济效率提升，但资本偏向型技术进步通过加深资本密集度能否长期有效提升地区绿色经济效率依然取决于资本投入“偏向性”。因此要想从根本上推动经济绿色转型发展，就需要引导资本偏向型技术进步以节能减排为研发导向，从而增加绿色、低碳产业部门的资本流入。一方面，政府应制定相关财税政策对节能减排导向的资本偏向型技术进步进行补贴，并鼓励下游生产企业在对以物质资本形式存在的生产设备进行更新时更多采购绿色低碳产品；另一方面，企业内部要增加绿色低碳技术研发经费，增加对科技人员补贴以激发其创新积极性，同时为技术进步成果配套保障设施，加速创新成果转化，从而更有效助力本地区及邻近地区经济绿色转型发展。

6.2 推动能源要素市场改革，鼓励清洁能源开发运用

能源使用型技术进步和能源节约型技术进步均可带动地区绿色经济效率提升，但长期以来中国对于能源使用的补贴诱致能源使用型技术进步，且在三种要素中能源使用偏向始终居于首位，这与能源禀赋稀缺相悖。因此，为提高能源节约型技术进步占比，以节能方式提升绿色经济效率，首先中国应进一步推进能源市场改革，放宽对于各种品类能源价格的管制，使市场充分发挥价格信号对能源供求关系的调节作用和绿色技术创新诱导效应（唐未兵等，2014）^[126]，从而使能源价格真实反映能源禀赋稀缺和环境成本，减少能源价格扭曲带来的不利影响（钱娟，李金叶，2018）^[127]；同时，进一步深化淘汰落后产能和能源浪费严重部门的工业节能减排政策，巩固、提升去产能结果，促进能源节约型

技术进步与应用, 扭转能源技术进步不合理偏向。其次从消费端入手, 政府及社会团体应对更绿色节能环保产品进行大力宣传, 使消费者在消费过程中更偏向购买低能耗绿色产品, 从而扩大这些产品的需求, 进一步刺激厂商采用能源节约型技术进步生产产品。最后政府应加大对于清洁能源研发和使用的财政补贴力度, 鼓励生产厂商在生产过程中采用清洁能源替代传统化石能源, 降低煤炭消费比重, 如可适时推出促进资源节约型技术进步开发清洁能源的专项基金, 从而通过能源节约型技术进步优化能源消费结构, 释放能源消费结构调整得结构性节能减排效应(钱娟, 2020)^[37], 促进本地区及邻近地区绿色经济效率提升。

6.3 加强人才队伍建设, 放开人才落户限制

劳动节约型技术进步可有效带动本地绿色经济效率提升, 但对邻近地区绿色经济效率提升效果不明显。为配合劳动节约型技术进步发挥其绿色效应, 首先, 政府应持续加大基础教育和高等教育资金投入, 改善教育资源不足和区域分配不合理现状, 不仅要培养出一批基础性科研人才、管理人才, 还应重视高职高专人才培育, 增加生产中技能人才占比, 从而提升劳动生产效率。其次, 企业内部也要重视人才培养, 定期为员工安排技能培训, 支持、鼓励员工外出学习交流生产技能经验, 从而使得企业生产始终走在行业前列。最后, 针对劳动节约型技术进步对邻近地区绿色经济效率空间溢出效应不显著的问题, 地方政府应放开人才落户限制, 摒除地方保护主义, 让劳动力在地区之间自由流动, 这样既有利于劳动力资源在地区之间的最优配置, 还可以使地区之间劳动生产率趋同, 避免区域经济差距进一步拉大(陆铭, 李鹏飞, 2022)^[128]; 同时相对落后地区可通过政策激励吸引创新型人才、技能型人才到本地就业, 从而提升本地劳动生产效率, 共同促进经济绿色转型发展。

6.4 因地制宜选择合适的技术进步偏向组合

适配当地资源要素禀赋的有偏技术进步组合可通过促进产业结构调整优化有效提升地区绿色经济效率, 而中国各省份三种生产要素技术进步偏向指数绝对值均随时间呈下降趋势。因此, 各省份在推进以有偏技术进步为主导的绿色

经济转型过程中，要依据自身发展现状、产业结构、资源禀赋条件选择合适的技术进步偏向，东部和非资源型省份作为全国较为发达的地区，应发挥领头羊作用，积极推进原创性技术革新推动产业结构持续优化，克服资本与低技能劳动的选择惰性（宋慧琳，彭迪云，2019）^[26]，提升高技能劳动力占比，从而促进地区绿色经济效率提升。一是中部地区省份应进一步发挥人口优势，并积极承接东部地区新兴产业转移以优化地区产业结构，利用资本深化带来的资本偏向型技术进步促进地区绿色经济效率提升；同时主动融入新一轮科技与工业变革，通过技术引进与技术模仿推动劳动密集型产业转型发展，将人口优势转化为技能劳动力优势。二是西部地区应充分开发和利用潜在的人口优势，加强基础设施建设，从而通过财政补贴吸引外流人才返乡发展；同时坚决奉行节能减排战略，利用资源节约型技术进步减少低效能源运用对环境造成的损害，以可持续发展理念实现落后地区的绿色转型发展。三是资源型省份应摆脱资源产业“锁定效应”，引导产能过剩企业提升生产效率或平稳退出市场，并运用资本节约型技术进步避免资本僵化，通过产业结构调整将资本转移至新兴产业中去，从而提升地区绿色经济效率；同时降低经济增长对于能源消耗的依赖，一方面对高能耗高污染企业进行整改或关停，另一方面采用环境税或绿色专项基金补贴等财政措施引导能源产业在生产和排放环节积极研发或选用绿色技术，从而实现节能减排目的，提升地区绿色经济效率。

7 总结与展望

推动有偏技术进步与产业结构调整均可以有效实现节能减排与经济增长“双赢”的目标。为破解环境约束下的经济增长困局，探讨实现中国高质量发展的可能路径，本研究首先对有偏技术进步、产业结构调整 and 绿色经济增长进行了概念界定，并充分借鉴内生经济增长理论、诱致性技术创新理论和可持续发展理论等经典理论作为本研究理论基础；随后对中国省级有偏技术进步及其要素偏向进行了测度与分析，实证验证了其通过产业结构调整对绿色经济效率的影响效用。本研究为新时代我国经济绿色转型发展提供了理论支持与经验借鉴。

7.1 全文总结

本研究选择中国除港澳台地区与西藏自治区外的 30 个省级行政区作为研究对象，并构建了这 30 个省级行政区 1995—2020 年的面板数据。基于此，本研究首先构建了碳排放约束下超越对数形式的生产函数，据此计算了中国省级行政区各生产要素产出弹性、配置效率及其有偏技术进步指数，同时采用全域技术前沿与 NDDF 函数结合的测算模型对中国省级行政区绿色经济效率及其分解项进行了测度，并对以上测度出的数据进行了时空演进与代表年份分析。其次本研究从有偏技术进步优化产业结构进而提升地区绿色经济效率的视角入手，使用双向固定效应模型验证了中国省级生产要素技术进步偏向、产业结构调整的绿色经济效率促增效应。再次从区域异质性与资源禀赋异质性两个维度出发，考察了生产要素技术进步偏向对不同地区绿色经济效率提升的差异。最后，本研究进一步考察了两两要素间相对技术进步偏向对绿色经济效率的影响，并比较得出不同生产要素技术进步偏向对绿色经济效率影响程度的排序；同时采用空间计量模型探究了不同生产要素技术进步偏向对绿色经济效率影响的空间溢出效应。本研究的主要结论如下：

第一，对有偏技术进步指数与绿色经济效率进行时空演进分析可知：环境约束下，中国资本和能源要素边际生产率总体呈下降趋势，劳动要素边际生产率不断上升；要素替代弹性表现为资本与劳动要素互补、能源要素对资本和劳

动要素替代；技术进步整体上偏向能源和资本使用型、劳动节约型共存，说明在生产过程中能源和资本要素并未有效运用偏向型技术进步，从而导致边际生产率下降；同时资本和能源技术进步偏向程度持续减弱，劳动技术进步偏向程度逐渐增强。无论是全国层面或是区域层面，绿色经济效率均存在明显的阶段性特征，且东部绿色经济效率在整体上高于中部又高于西部；除资本投入效率同绿色经济效率呈负相关外，其余绿色经济效率分解项演化趋势均与绿色经济效率保持一致，说明资本的低效运用严重制约了要素节约效应对绿色经济效率的促增作用。

第二，环境约束下，中国不同生产要素提升绿色经济效率的技术进步偏向存在差异。全国层面来看，技术进步越偏向资本和能源使用型、劳动节约型，绿色经济效率就会得到更大提升，同时产业结构调整承担了有偏技术进步与绿色经济效率提升之间的正向机制作用，产业结构进一步优化有利于提升地区绿色经济效率。从区域异质性来看，东部地区回归系数方向同全样本保持一致；中部地区由于劳动禀赋资源丰富，劳动技术进步偏向同资本、能源技术进步偏向一致，即表现为要素使用型技术进步时可有效提升中部地区绿色经济效率；而西部地区只有资本使用型技术进步可有效提升地区绿色经济效率，技术进步偏向劳动使用型与能源节约型对绿色经济效率的提升作用不明显。从资源禀赋异质性来看，非资源型省份回归系数方向同全样本保持一致；而资源型省份则由于“资源诅咒”的影响，三种生产要素均表现为要素节约型技术进步可有效促进地区绿色经济效率提升。说明各地区不同要素资源禀赋、不同经济发展水平会使各生产要素提升地区绿色经济效率的有偏技术进步方向产生差异。

第三，实证考察两两要素间相对技术进步偏向对绿色经济效率的影响发现：技术进步表现为资本使用劳动节约、能源使用劳动节约、资本使用能源节约时均可有效提升地区绿色经济效率。进一步将三种要素技术进步偏向指数放入空间杜宾模型中发现，资本使用型技术进步与能源使用型技术进步不仅可有效提升本地绿色经济效率，还可以通过空间溢出效应提升邻近地区绿色经济效率，以缩小地区绿色经济效率差距；而劳动节约型技术进步在促进本地绿色经济效率提升的同时，空间溢出效应不显著，无法有效带动邻近地区绿色经济效率提升。

最后，依据以上研究结论，提出促进中国经济绿色转型发展的对策建议。具体的对策建议为：提升环境友好型资本存量，助推经济绿色转型发展；推动能源要素市场改革，鼓励清洁能源开发运用；加强人才队伍建设，放开人才落户限制；因地制宜选择合适的技术进步偏向组合。

7.2 研究展望

由于主客观因素的存在，本文研究不足体现在：

（1）囿于数据的可得性，本文仅在中国省级层面考察了有偏技术进步、产业结构调整对绿色经济效率的影响，并未对省内如城市层面或企业层面数据进行分析；

（2）文章仅考虑了有偏技术进步通过影响产业结构调整进而影响绿色经济效率这一条机制，略有些单一。

未来可能的研究方向有：

（1）搜寻城市层面及企业层面数据，对有偏技术进步影响绿色经济效率的机制进行更细化的研究，从而与本文研究结论互补；

（2）可以从要素价格效应和市场规模效应等角度出发，进一步探究有偏技术进步影响绿色经济效率的路径，以及它们是如何承接此机制进而促进地区经济绿色转型发展。

参考文献

- [1] 解振华.加大节能减排的攻坚力度[J].求是,2008(06):17-20.
- [2] 涂正革,陈立.技术进步的方向与经济高质量发展——基于全要素生产率和产业结构升级的视角[J].中国地质大学学报(社会科学版),2019,19(03):119-135.
- [3] 苏治,徐淑丹.中国技术进步与经济增长收敛性测度——基于创新与效率的视角[J].中国社会科学,2015(07):4-25+205.
- [4] Solow R M. A contribution to the theory of economic growth[J]. The quarterly journal of economics, 1956, 70(1): 65-94.
- [5] 唐未兵,傅元海,王展祥.技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J].经济研究,2014,49(07):31-43.
- [6] Hicks J R. The theory of wages[M]. London: Macmillan,1932.
- [7] Kennedy C. Induced bias in innovation and the theory of distribution[J]. The Economic Journal, 1964, 74(295): 541-547.
- [8] Samuelson P A. A theory of induced innovation along Kennedy-Weisäcker lines[J]. The Review of Economics and Statistics, 1965: 343-356.
- [9] Ahmad S. On the theory of induced invention[J]. The Economic Journal, 1966, 76(302): 344-357.
- [10] Arrow K J. Exposition of the theory of choice under uncertainty[J]. Synthese, 1966: 253-269.
- [11] Binswanger H P. The measurement of technical change biases with many factors of production[J]. The American Economic Review, 1974: 964-976.
- [12] Acemoglu D. Directed technical change[J]. The Review of Economic Studies, 2002, 69(4):781-809.
- [13] Acemoglu D. Labor and capital augmenting technical change[J]. Journal of the European Economic Association,2003 1(1):1-37.
- [14] Klump R, McAdam P, Willman A. Factor Substitution and Factor Augmenting Technical Progress in the US[J]. Review of Economics and Statistics,2007,89:193-192.

- [15] 戴天仕,徐现祥.中国的技术进步方向[J].世界经济,2010,33(11):54-70.
- [16] 陈晓玲,连玉君.资本-劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格朗德维尔假说的检验[J].经济学(季刊),2013,12(01):93-118.
- [17] 李小平,李小克.偏向性技术进步与中国工业全要素生产率增长[J].经济研究,2018,53(10):82-96.
- [18] 李小平,牛晓迪.中国区域偏向型技术进步趋势及其影响因素研究[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2019,72(05):148-160.
- [19] 王班班,齐绍洲.中国工业技术进步的偏向是否节约能源[J].中国人口·资源与环境,2015,25(07):24-31.
- [20] 王俊,胡雍.中国制造业技能偏向技术进步的测度与分析[J].数量经济技术经济研究,2015,32(01):82-96.
- [21] Klump R, Saam M. Calibration of normalised CES production functions in dynamic models[J]. Economics Letters, 2008, 99(2): 256-259.
- [22] 陆雪琴,章上峰.技术进步偏向定义及其测度[J].数量经济技术经济研究,2013,30(08):20-34.
- [23] ZHA D, ZHOU D. The elasticity of substitution and the way of nesting CES production function with emphasis on energy input[J].Applied Energy, 2014 (130) :793-798.
- [24] 王班班,齐绍洲.有偏技术进步、要素替代与中国工业能源强度[J].经济研究,2014,49(02):115-127.
- [25] 何小钢,王自力.能源偏向型技术进步与绿色增长转型——基于中国 33 个行业的实证考察[J].中国工业经济,2015(02):50-62.
- [26] 宋慧琳,彭迪云.要素禀赋结构、偏向性技术进步与全要素生产率增长——基于区域异质性随机前沿函数的实证研究[J].江西社会科学,2019,39(09):47-59+254-255.
- [27] 陈创练,马子柱,单敬群.中国技术进步偏向、要素配置效率与产业结构转型升级[J].产经评论,2021,12(06):47-58.
- [28] 修静,张振华.“双碳”目标下环境规制的技术进步偏向效应研究[J].经济纵横,2022(05):52-58.

- [29] 高宇明,齐中英.基于时变参数的我国全要素生产率估计[J].数量经济技术经济研究,2008(02):100-109+121.
- [30] Otto V M, Löschel A, Dellink R. Energy biased technical change: A CGE analysis[J]. Resource and Energy Economics, 2007, 29(2): 137-158.
- [31] 孟望生,杜子欣,张扬.黄河流域地级市绿色技术进步偏向测度及分析[J].开发研究,2022(01):31-41.
- [32] Kemfert C, Welsch H. Energy-capital-labor substitution and the economic effects of CO₂ abatement: Evidence for Germany[J]. Journal of Policy Modeling, 2000, 22(6): 641-660.
- [33] Grimaud A, Rouge L. Environment, directed technical change and economic policy[J]. Environmental and Resource Economics, 2008, 41(4): 439-463.
- [34] Acemoglu D, Aghion P, Bursztyn L, et al. The environment and directed technical change[J]. American economic review, 2012, 102(1): 131-66.
- [35] 董直庆,蔡啸,王林辉.技术进步方向、城市用地规模和环境质量[J].经济研究,2014,49(10):111-124.
- [36] 郭沛,冯利华.有偏技术进步、要素替代和碳排放强度——基于要素增强型 CES 生产函数的门限回归[J].经济问题,2019(07):95-103.
- [37] 钱娟.能源节约偏向型技术进步对工业节能减排的门槛效应研究[J].科研管理,2020,41(01):223-233.
- [38] 魏楚,杜立民,沈满洪.中国能否实现节能减排目标:基于 DEA 方法的评价与模拟[J].世界经济,2010,33(03):141-160.
- [39] 陈诗一.中国各地区低碳经济转型进程评估[J].经济研究,2012,47(08):32-44.
- [40] 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(05):57-69.
- [41] 林伯强,刘泓汛.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[J].经济研究,2015,50(09):127-141.
- [42] 邵帅,范美婷,杨莉莉.经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J].管理世界,2022,38(02):46-69+4-10.
- [43] Färe, Rolf, Shawna Grosskopf, and Carl A. Pasurka, Jr. "Accounting for air

- pollution emissions in measures of state manufacturing productivity growth." *Journal of regional science* 41.3 (2001): 381-409.
- [44] Watanabe, Michio, and Katsuya Tanaka. "Efficiency analysis of Chinese industry: a directional distance function approach." *Energy policy* 35.12 (2007): 6323-6331.
- [45] 林伯强,谭睿鹏.中国经济集聚与绿色经济效率[J].*经济研究*,2019,54(02):119-132.
- [46] Chung Y H, Färe R, Grosskopf S. Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach[J]. *journal of Environmental Management*, 1997, 51(3): 229-240.
- [47] Zhou P, Ang B W, Wang H. Energy and CO2 emission performance in electricity generation: a non-radial directional distance function approach[J]. *European journal of operational research*, 2012, 221(3): 625-635.
- [48] 钱争鸣,刘晓晨.环境管制、产业结构调整与地区经济发展[J].*经济学家*,2014(07):73-81.
- [49] 李小胜,张焕明.中国碳排放效率与全要素生产率研究[J].*数量经济技术经济研究*,2016,33(08):64-79+161.
- [50] 张平淡,屠西伟.制造业集聚促进中国绿色经济效率提升了吗?[J].*北京师范大学学报(社会科学版)*,2021(01):132-144.
- [51] 蔺鹏,孟娜娜.绿色全要素生产率增长的时空分异与动态收敛[J].*数量经济技术经济研究*,2021,38(08):104-124.
- [52] 赵领娣,张磊,徐乐,胡明照.人力资本、产业结构调整与绿色发展效率的作用机制[J].*中国人口·资源与环境*,2016,26(11):106-114.
- [53] 张治栋,秦淑悦.环境规制、产业结构调整对绿色发展的空间效应——基于长江经济带城市的实证研究[J].*现代经济探讨*,2018(11):79-86.
- [54] 李斌,苏珈漩.产业结构调整有利于绿色经济发展吗?——基于空间计量模型的实证研究[J].*生态经济*,2016,32(06):32-37.
- [55] 钱争鸣,刘晓晨.我国绿色经济效率的区域差异及收敛性研究[J].*厦门大学学报(哲学社会科学版)*,2014(01):110-118.
- [56] 刘瑞翔,安同良.资源环境约束下中国经济增长绩效变化趋势与因素分析——

- 基于一种新型生产率指数构建与分解方法的研究[J]. 经济研究,2012,47(11):34-47.
- [57] 朱承亮,安立仁,师萍,岳宏志.节能减排约束下我国经济增长效率及其影响因素——基于西部地区和非期望产出模型的分析[J].中国软科学,2012(04):106-116.
- [58] 班斓,袁晓玲.中国八大区域绿色经济效率的差异与空间影响机制[J].西安交通大学学报(社会科学版),2016,36(03):22-30.
- [59] Syrquin M, Chenery H. Three decades of industrialization[J]. The World Bank Economic Review, 1989, 3(2): 145-181.
- [60] Nielsen M, Ravensbeck L, Nielsen R. Green growth in fisheries[J]. Marine Policy, 2014, 46: 43-52.
- [61] Romer P M. Increasing returns and long-run growth[J]. Journal of political economy, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [62] Lucas Jr, Robert E. "On the mechanics of economic development." Journal of monetary economics 22.1 (1988): 3-42.
- [63] 黄莉. 农业资本深化、有偏技术进步与绿色农业经济增长[D].西南大学,2021.
- [64] Munasinghe M, Shearer W. An introduction to the definition and measurement of biogeophysical sustainability[J]. Defining and Measuring Sustainability. The Biogeophysical Foundations. The World Bank, Washington, DC, pp. xvii-xxxii, 1995.
- [65] 戴维·皮尔斯,杰瑞米·沃福德. 世界无末日:经济学,环境与可持续发展[M]. 中国财政经济出版社, 1996.
- [66] 牛文元.可持续发展理论的内涵认知——纪念联合国里约环发大会 20 周年[J].中国人口·资源与环境,2012,22(05):9-14.
- [67] 王林辉,董直庆.资本体现式技术进步、技术合意结构和我国生产率增长来源[J].数量经济技术经济研究,2012,29(05):3-18.
- [68] 黄茂兴,李军军.技术选择、产业结构升级与经济增长[J].经济研究,2009,44(07):143-151.
- [69] Baron R M, Kenny D A. The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J].

- Journal of personality and social psychology, 1986, 51(6): 1173.
- [70] 林小希.经济集聚对绿色经济效率的影响[J].财经科学,2021(05):89-102.
- [71] Fukuyama H, Weber W L. A directional slacks-based measure of technical inefficiency[J]. Socio-Economic Planning Sciences, 2009, 43(4): 274-287.
- [72] 金刚,沈坤荣,孙雨亭.气候变化的经济后果真的“亲贫”吗[J].中国工业经济,2020(09):42-60.
- [73] 张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004(10):35-44.
- [74] 秦炳涛.中国区域能源效率研究——地级市的视角[J].世界经济文汇,2014,(01):95-104.
- [75] 涂华,刘翠杰.标准煤二氧化碳排放的计算[J].煤质技术,2014(02):57-60.
- [76] Hoerl A E, Kennard R W. Ridge regression: Biased estimation for nonorthogonal problems[J]. Technometrics, 1970, 12(1): 55-67.
- [77] 修静.工业技术进步的绿色偏向性测度:资本与劳动[J].改革,2016(09):68-78.
- [78] 曹春方,马连福,沈小秀.财政压力、晋升压力、官员任期与地方国企过度投资[J].经济学(季刊),2014,13(04):1415-1436.
- [79] Gancia G, Zilibotti F. Technological change and the wealth of nations[J]. Annu. Rev. Econ., 2009, 1(1): 93-120.
- [80] 李江龙,徐斌.“诅咒”还是“福音”:资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长?[J].经济研究,2018,53(09):151-167.
- [81] 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,2009,44(04):41-55.
- [82] 陈诗一.中国的绿色工业革命:基于环境全要素生产率视角的解释(1980—2008)[J].经济研究,2010,45(11):21-34+58.
- [83] Yang Z, Fan M, Shao S, et al. Does carbon intensity constraint policy improve industrial green production performance in China? A quasi-DID analysis[J]. Energy Economics, 2017, 68: 271-282.
- [84] 袁鹏,程施.中国工业环境效率的库兹涅茨曲线检验[J].中国工业经济,2011(02):79-88.

- [85] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(05):731-745.
- [86] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(05):100-120.
- [87] 王伟同,周佳音.互联网与社会信任:微观证据与影响机制[J].财贸经济,2019,40(10):111-125.
- [88] 干春晖,郑若谷,余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究,2011,46(05):4-16+31.
- [89] 孙才志,王雪利,王嵩.环境约束下中国技术进步偏向测度及其空间效应分析[J].经济地理,2018,38(09):38-46.
- [90] 钟世川.技术进步偏向与中国工业行业全要素生产率增长[J].经济学家,2014(07):46-54.
- [91] Shao S, Yang L, Gan C, et al. Using an extended LMDI model to explore techno-economic drivers of energy-related industrial CO₂ emission changes: A case study for Shanghai (China)[J]. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 2016, 55: 516-536.
- [92] 周喜君,郭淑芬.中国二氧化碳减排过程中的技术偏向研究[J].科研管理,2018,39(05):29-37.
- [93] Newell R G, Jaffe A B, Stavins R N. The induced innovation hypothesis and energy-saving technological change[M]//Technological change and the environment. Routledge, 2010: 103-132.
- [94] 周杰琦,张莹.外商直接投资、经济集聚与绿色经济效率——理论分析与中国经验[J].国际经贸探索,2021,37(01):66-82.
- [95] 王竹君,魏婕,任保平.异质型环境规制背景下双向 FDI 对绿色经济效率的影响[J].财贸研究,2020,31(03):1-16.
- [96] 韦东明,顾乃华.城市低碳治理与绿色经济增长——基于低碳城市试点政策的准自然实验[J].当代经济科学,2021,43(04):90-103.
- [97] 张华,丰超.创新低碳之城:创新型城市建设的碳排放绩效评估[J].南方经济,2021(03):36-53.

- [98] 陆铭,冯皓.集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验研究[J].世界经济,2014,37(07):86-114.
- [99] 李治国,王杰.中国碳排放权交易的空间减排效应:准自然实验与政策溢出[J].中国人口·资源与环境,2021,31(01):26-36.
- [100] 刘传明,孙喆,张瑾.中国碳排放权交易试点的碳减排政策效应研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(11):49
- [101] Antonelli, C. Technological Congruence and the Economic Complexity of Technological Change. *Structural Change and Economic Dynamics*,2016,(38).
- [102] 王林辉,杨洒洒,刘备.技术进步能源偏向性、能源消费结构与中国能源强度[J].东北师大学报(哲学社会科学版),2022(01):75-87.
- [103] 阎晓,田钰,李荣杰.资源型地区工业集聚对生态效率的影响——基于我国 9 个典型资源型省份的实证研究[J].应用生态学报,2020,31(06):2039-2048.
- [104] 张复明.资源型区域面临的发展难题及其破解思路[J].中国软科学,2011(06):1-9.
- [105] Diamond P A. National debt in a neoclassical growth model[J]. *The American Economic Review*, 1965, 55(5): 1126-1150.
- [106] Popp D. Induced innovation and energy prices[J]. *American economic review*, 2002, 92(1): 160-180.
- [107] 钟世川.要素替代弹性、技术进步偏向与我国工业行业经济增长[J].当代经济科学,2014,36(01):74-81+126-127.
- [108] 王明喜,胡毅,郭冬梅,鲍勤,汤玲.低碳经济:理论实证研究进展与展望[J].系统工程理论与实践,2017,37(01):17-34.
- [109] Kumar S, Managi S. Energy price-induced and exogenous technological change: Assessing the economic and environmental outcomes[J]. *Resource and Energy Economics*, 2009, 31(4): 334-353.
- [110] 丁利春,周佳琦,李瑞.山西能源偏向型技术进步的实证分析——基于二重嵌套的 CES 生产函数[J].经济问题,2022(05):111-118.
- [111] 李治国,王杰,王叶薇.经济集聚扩大绿色经济效率差距了吗?——来自黄河流域城市群的经验证据[J].产业经济研究,2022(01):29-42.

- [112] 罗能生,王玉泽.财政分权、环境规制与区域生态效率——基于动态空间杜宾模型的实证研究[J].中国人口·资源与环境,2017,27(04):110-118.
- [113] LeSage J, Pace R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Chapman and Hall/CRC, 2009.
- [114] Elhorst J P. Spatial panel data models[M]//Spatial econometrics. Springer, Berlin, Heidelberg, 2014: 37-93.
- [115] 向书坚,郑瑞坤,杨璐瑶.城乡居民收入差距对城镇化影响的地区差异及动态演进[J].数量经济技术经济研究,2022,39(07):47-68.
- [116] Parent O, LeSage J P. Using the variance structure of the conditional autoregressive spatial specification to model knowledge spillovers[J]. Journal of applied Econometrics, 2008, 23(2): 235-256.
- [117] 张征宇,朱平芳.地方环境支出的实证研究[J].经济研究,2010,45(05):82-94.
- [118] 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,2016,51(09):73-88.
- [119] Anselin L, Gallo J L, Jayet H. Spatial panel econometrics[M]//The econometrics of panel data. Springer, Berlin, Heidelberg, 2008: 625-660.
- [120] Elhorst J P. Applied spatial econometrics: raising the bar[J]. Spatial economic analysis, 2010, 5(1): 9-28.
- [121] 姜磊.空间回归模型选择的反思[J].统计与信息论坛,2016,31(10):10-16.
- [122] Lee L, Yu J. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects[J]. Journal of econometrics, 2010, 154(2): 165-185.
- [123] 许和连,邓玉萍.外商直接投资与资源环境绩效的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2014,31(01):3-21+41.
- [124] 邓若冰,刘颜.工业集聚、空间溢出与区域经济增长——基于空间面板杜宾模型的研究[J].经济问题探索,2016(01):66-76.
- [125] 韩峰,柯善咨.追踪我国制造业集聚的空间来源:基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角[J].管理世界,2012(10):55-70.
- [126] 唐未兵,傅元海,王展祥.技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J].经济研究,2014,49(07):31-43.

- [127] 钱娟,李金叶.中国工业能源节约偏向型技术进步判别及其节能减排效应[J].
经济问题探索,2018(08):148-159.
- [128] 陆铭,李鹏飞.城乡和区域协调发展[J].经济研究,2022,57(08):16-25.

攻读学位期间的研究成果

[1]高云虹,王文铎,陈敏.农业技术进步对农业结构调整的影响研究——以甘肃省为例[J].甘肃行政学院学报,2022(01):115-123+114+128.

[2]高云虹,何骏敏,王文铎.生产性服务业集聚对城市绿色全要素生产率的影响研究——以中原城市群为例[J].兰州财经大学学报,2023,39(02):100-113.

致谢

时光荏苒，三年的硕士研究生生涯行将结束，内心感慨万千。从研一刚入学时的无所适从，到第一篇文章的发表，再到毕业论文的完成，期间离不开老师、家人、朋友等的帮助与支持，是他们在我的学习与成长的路上指明方向，谨以此表示衷心的感谢。

首先，感谢我的硕士研究生导师高云虹教授。高老师治学严谨，注重鼓励与引导，每次与老师交流新想法或研究中遇到的问题时，她从不会直接否定我们，而是循循善诱，引导我们找到解决问题的切入点，激发我们对于科研的兴趣和解决实际问题的能力，这也不断激励着我在学术研究的道路上继续前行。同时，高老师总是鼓励我们多外出交流，通过参加区域经济学前沿会议，了解学科内最新研究动向，帮助我们获得自己研究方向的新感悟，在这个过程中我受益颇多。在生活中，高老师总会像母亲一样关心我们的日常生活，从进入师门的第一天开始，便让我在异乡感受到家的温馨，并时常告诉我们要笑对生活，科研的同时也要时常锻炼身体。毕业将至，马上就要离开老师，万般不舍，唯有将此份感激铭记于心。

其次，感谢兰财所有任课老师和同学在我求学的过程中对我的指导和帮助；感谢读研期间师兄、师姐们在学术与生活中对我的精心指导，尤其是张彦淑师姐，每次都认真回答我的问题与困惑，并时常激励我在科研的道路上继续走下去，感激之情无以言表；也要感谢我的朋友们，是他们为我三年的研究生生涯带来了更多欢乐，并及时点醒迷茫中的我。

最后，感谢我的家人一直以来对我的鼓励与培养，让我在求学道路上得以一路前行，心无杂念；感谢一直以来努力但还没有做到最好的自己。路虽远，行则将至；事虽难，做则必成！不忘初心，继续追梦！