

财政制度、国家治理与经济发展

——第五届中国财政学论坛综述*

吕冰洋 刘晓路 马光荣

“财政是国家治理的基础和重要支柱”，这是中国共产党十八届三中全会以来对财政地位的重要论断。在中国特色社会主义进入新时代的关键时期，建设现代财政制度以推进国家治理能力现代化、推动经济发展尤为重要。如何创新财政基础理论以适应新时代要求，如何利用财政理论解决新矛盾和新问题，如何分析财政政策的运行效果，是财政理论工作者亟待认真探讨并深入研究的重大课题。由经济研究杂志社和中国人民大学财政金融学院共同主办、中国人民大学《经济理论与经济管理》编辑部和财税研究所协办的第五届中国财政学论坛，于2019年11月23—24日在中国人民大学举行，论坛主题为“推进国家治理的财税制度研究”，共有40多家高校和科研院所的200多位学者参会交流。

会议分别邀请三位学者作主题发言。厦门大学邓力平教授发言的主题是“人民财政观”，他认为中国特色财政理论发展道路要坚持“以人民为中心”的发展思想，它体现着国家财政的本质属性与时代内涵，应从制度性安排、配置性保障、阶段性体现、体制性支持与国际性贡献五个方面来把握中国财政发展规律。东北财经大学吕炜教授发言的主题是“理解中国财政的实践逻辑”，他认为可以沿着四方面线索思考财政，分别是：寻找中国财政实践的特殊性、讲述中国财政故事、财政对于改革发展的重要性、从财政视角讲中国改革发展故事。财政研究需要思考的是，什么在决定着财政的职能与作用？财政在改革发展中究竟做了些什么？财政通过什么样的制度安排实现了作用的发挥？一个更好的制度是如何形成的？中国人民大学财政金融学院郭庆旺教授的发言主题是“中国税制改革：走向何方”，他认为目前中国有强大的财政汲取能力，但是税收能力较弱。税收是法治的一个重要载体和表现，如果它占整体财政收入比重较低的话，说明财政收入法治化相对比较薄弱一点。他进一步从商品和服务税收占GDP比重、增值税收入占GDP比重、企业所得税收入占GDP比重、社会保障税收收入占GDP比重和个人所得税收入占GDP比重等方面分析了税制结构优化问题。主题发言结束后，会议分为两个圆桌论坛、30个分论坛展开学术交流。

一、中国特色社会主义财政理论创新

中国共产党十八届三中全会提出的“财政是国家治理的基础和重要支柱”的重要命题，激发了财政基础理论研究创新的活力。一方面，将财政与国家相联系，背离了以市场失灵作为财政存在依据的西方主流财政理论；另一方面，这一观点却又符合对改革开放以来我国全面发展的观察。面对西方理论与中国现实之间的矛盾，出现了两种主要的解决思路。第一种可称之为西方主流财政理论中国化的思路。也就是在认同西方主流财政理论是从发达国家财政实践中提取出的现代财政一般性原理的前提下，根据中国政治、经济与社会中不同于西方之处，对其形式、机理、表述等方面进行调整，从而能

*吕冰洋、刘晓路、马光荣，中国人民大学财政金融学院、财政金融政策研究中心，邮政编码：100872，电子邮箱：lby@ruc.edu.cn, liuxiaol@ruc.edu.cn, gram@ruc.edu.cn。

够用于解释中国的现实情况。胡洪曙与武锶芪在《公共服务供给决策机制的优化——基于中国省级面板数据的实证研究》一文中，将“用手投票”、“用脚投票”和“公众参与”作为决定公共服务供给的三种主要机制。其中的“用手投票”，本意是指西方民主制下，通过公共选择的方式将个人对公共服务的偏好转化为社会总需求。由于中西代议制民主制度具有极大的差异，不做中国化的解释，这个概念很难用于分析我国政府的公共物品提供机理，因此，两位作者以各省全国人民代表大会人数占该省年末常住人口的比重作为“用手投票”的代理变量。这种保留西方术语，但对其进行中式解读的做法，在目前的财政学研究中并不少见，是解决西方理论与中国现实之间矛盾的主要方式。

第二种可称之为创建具有中国特色的财政理论的思路。也就是摆脱西方主流财政理论的“话语权”，构建全新的财政理论。史锦华的《财政理论主体性与中国财政学体系新构建》一文，从主体性这一哲学概念入手，探讨了从我国改革实践出发，以马克思主义国家观为基础创建新财政学理论的必要性与可能性。李俊生等人则在《政府财政存款的货币效应——“双主体”视角下货币流通的财政调控机制》中，依据新市场财政学，以及我国国库集中收付与现金管理实践，质疑了中央银行是调控货币的唯一主体的西方财政学主流观点，提出了财政与中央银行“双主体”调控货币的新主张。

两种思路各有所长，前者便于消化吸收发达国家积累的知识传统，后者可以避免使用西方概念看待中国问题时导致的“有色眼镜”效果，孰是孰非要在一个较长的时期中才能看得清楚。但在强调中国实践是在中国理解、运用和发展理论的前提条件这一点上，两者是一致的。这与20世纪90年代中后期以来，一味引入西方理念的做法形成了鲜明对比。

二、政府间财政关系与地方政府行为

政府间财政关系与地方政府行为往往在“财政分权”的范畴中进行讨论，自20世纪90年代后期以来就是财政研究中的热门领域。长期大量的研究，必然促使这一领域边界的扩展和内涵的深化。

较早的财政分权研究，主要讨论的是财政权力在不同政府间的划分，将财政收支数据作为主要的分权代理变量。但在本次论坛中，许多作者将“财政分权”扩展为“财政相关分权”，把对财政具有重大影响的非财政权力的配置作为研究对象。比如吴敏与黄玖立的《竞赛式治理有效吗？——文明城市评选与生活垃圾处理》，将目光投向了中央政府发起的“文明城市评选”对地方政府行为和地方经济社会的影响。这种中央创造竞赛、地方响应参与的模式，与“晋升锦标赛”几乎如出一辙。虽然其目标并非切分财政权力，但却对地方政府的财政行为产生了重要的影响。他们指出，文明城市评选具有“竞赛式治理”的通病，短期效果显著，长期效果欠佳。无独有偶，赵文哲与董丽霞的《标尺竞争还是资源流动效应？——城市土地配置的空间相关性分析》也发现了类似的情况。工业与商住房用地出让中存在的“标尺竞争”，说明城市的土地出让行为不完全取决于本地经济社会条件对土地的需求，还受到其他城市的土地出让行为的影响。

这些研究表明，在中国地方政府“对上负责”、参与晋升锦标赛的情境下，地方政府与中央政府构成了一个紧密关联的整体，其财政收支行为不仅仅受到中央地方财政关系的影响，其他领域各级政府间权力配置关系的设置与变动，一样有不容忽视的作用。

“财政分权”在西方财政学术语中与“财政联邦制”几乎等价，需要依托“地方自治”理念和地方选举制度的配合，确保中央政府与地方政府权力的平衡，才能正常运作。中国借鉴西方的财政分权实践，往往由于地方政府缺乏与中央政府相平衡的制度性力量而导致扭曲。如杜莉与王赠华在《地方官员晋升与财政收入虚增：基于上市公司“逆向避税”的实证研究》中展示的，在市级官员晋升的关键期，其所辖地区财政收入虚增水平会显著提高，这种收入虚增更可能发生在经济增长相对较慢的地方。对此，杨

进等的《中国式分权、人大预算监督与地方政府财政支出——基于省级预算审查监督条例立法的准自然实验》提出了一种可能的解决方案。他们发现，强化地方人大对政府预算的审查监督可以较有效地促使地方财政支出服务于本地经济社会的持续健康发展，而且越是在财政分权程度高的地区效应越大，这就为地方政府在中央指示的一般性和地方需要的特殊性之间寻求平衡创造了条件。

上述研究表明，我国学者对政府间财政关系和地方政府行为的认识，逐渐超越了西方“财政分权”理论的制度局限性，开始针对中国实践展开研究、构建解释和提出建议。

三、减税降费的经济效应

减税降费是我国近年来深入推进供给侧结构性改革和经济高质量发展的一项重大举措，也是积极财政政策的重要组成部分。增值税是我国第一大税种，也是减税降费改革中的重点领域，本次论坛的多篇论文都关注了增值税减税对降低企业负担、激发企业活力的影响。陈勇兵与潘夏梦的《减税与僵尸企业：来自东北地区增值税改革的准实验》和何振等的《减税是否能够加快僵尸企业出清？——基于东北地区增值税转型的自然实验》都利用2004年针对东北地区的增值税转型改革试点政策，研究增值税减税对僵尸企业的影响，两篇文章都发现增值税转型显著抑制了僵尸企业的形成，加快了僵尸企业的出清。汤玉刚和汤泽涛的《增值税减税、议价能力与企业价值——来自A股和港股市场的经验证据》以2018年增值税减税政策为背景，探究了增值税减税对企业价值的影响，结果表明增值税减税会使企业价值增加，但议价能力不同的企业从减税中捕获的利益不同，议价能力强的企业享受到更多的减税好处。

一些学者也对企业所得税减税的经济效应进行了研究。如赵颖等的《减税激励与小微企业的发展——基于所得税减半征收的证据》研究认为所得税减半征收政策显著降低了限额以下小微企业实际所得税负，但该政策效果有限，不足以对企业存活和进入产生显著影响。汪冲和薛迎迎的《研发税收减免与企业全要素生产率》从企业所得税研发税收减免的企业全要素生产率效应这一视角出发，发现研发税收减免能够通过选择机制和同步影响对企业要素投入和产出水平产生影响。李明等的《就业吸纳能力的税收敏感性研究》基于2008年企业所得税工资薪金税前扣除标准改革，研究发现就业导向的减税显著提升了企业雇佣规模，为就业导向的减税政策提供了理论支撑。

与既有研究普遍关注减税效果不同，彭飞等的《降费政策有效性评估：来自中国私营企业的证据》关注了降费政策的有效性。该文章基于不同地区不同时间执行的涉企收费目录清单制度，结合2006—2016年中国私营企业调查数据，发现由于涉企收费目录清单制度仅在中央和省级层面落实，同时受非税收入归属的影响，降费政策总体上未能显著降低企业规费支出。田磊和陆雪琴的《减税降费、企业进入退出和全要素生产率》则综合考虑了减税和降费的效果，从企业进入退出视角研究减税降费对全要素生产率及总产出的影响。结果发现减税能够降低企业退出风险，产生“逆选择效应”，同时可以吸引更多新企业进入市场，强化“选择效应”，其对全要素生产率的综合影响取决于两种效应的强弱；降费能够显著强化市场选择效应，有效提高全要素生产率水平和总产出。

减税降费政策一方面会对企业、家庭和个人等微观个体产生影响，另一方面也会加大地方政府的财政压力，进而对其行为和决策产生影响。范子英和赵仁杰的《增值税减税、财政压力与企业实际税负》利用2009年增值税转型的政策冲击，发现虽然增值税转型降低了企业流转税实际税负，但是企业所得税实际税负有所上升。其原因是，地方政府通过加大所得税检查力度的方式来对冲增值税减税的影响，缓解地方财政压力。聂卓等的《减税降费能促进地方政府提高财政支出效率吗？——来自2016年“营改增”试点全面推广的证据》研究了减税降费产生的财政压力对地方政府支出效率的影响，结果发现随着

财政压力的增大，地方政府在教育和卫生领域的支出效率显著提升，这一效应主要来自投入水平的压缩。

四、地方政府债务与经济发展

近年来，我国地方政府债务规模不断增长，尽管地方政府债务为地方基础设施建设和经济发展补充了资金来源，但缺乏制度约束的借债模式也蕴藏着较大的风险。加强政府债务管理，科学规范地方政府举债行为，是防范重大风险的题中之义。本次论坛的多篇论文关注了地方债务问题。

城投债是地方政府隐形债务的重要组成部分，防范及控制城投平台风险是防控地方政府风险的重点，对城投平台风险传导能力的研究对控制地方债务风险具有重要意义。周颖刚等的《复杂网络、融资平台杠杆与城投债信用风险传导》使用基于机器学习的网络分析方法创造了发债平台间和发债城市间的风险溢出网络，发现短期负债率越高的平台风险传染能力越强，财政透明度高的地区，平台风险传导能力越弱；城市间城投风险传染主要受政府补贴和财政透明度的影响。

地方政府债务规模的迅速扩张加大了地方政府的财政压力，地方政府会通过各种方式缓解偿债压力，本次论坛也有学者对此进行了研究。鲁元平等的《地方债扩张、税收攫取与企业税负》实证检验了地方债扩张与企业微观税负之间的关系，结果发现地方政府债务压力过大会促使税务机关加强税收征管，导致企业的实际税负加重。毛捷等的《举债与环保能否兼顾？——基于地方公共债务视角的经验研究》着眼于地方公共债务影响地方政府环境治理的独特视角，研究财政赋权及其制度安排与地方政府行为自律性的内在关联，结果发现地方公共债务规模与企业污水排放量、废气排放量均显著正相关，且地方公共债务与企业排污行为之间的关系受地方政府财政自主度和中央政府环境规制强度等因素影响。其背后的机制是，地方公共债务增长加深当地政企利益合作，地方政府在放松对高污染企业环境规制的同时，通过加强对高污染企业的税收征管力度获取财政收入以缓解偿债压力。

还有一些研究探讨了地方债务对资本回报率、全要素生产率等方面的影响。冀云阳等的《地方公共债务与资本回报率——来自新口径债务数据和三重机制检验的经验证据》发现地方公共债务扩张显著降低了城市的资本回报率，该影响主要通过降低基础设施投资效率、提高房地产业投资占比和挤出企业投资得以实现。缪小林和赵一心的《地方债对地区全要素生产率增长的影响》发现单纯增加地方债规模并不利于地区 TFP 增长，优化要素配置的制度激励功能不明显。

山东大学校长樊丽明教授作了论坛闭幕式演讲，她认为内容多元是文科的性质与特点之一，人文社会学科具有科学性和价值性的双重属性，财政学发展自然要兼顾这双重属性。她强调，包括财政学在内的文科发展要立足新时代，回应新需求，促进文科融合化、时代性、中国化、国际化，引领人文社科新发展，服务人的现代化新目标。坚持问题导向，打破学科壁垒，以解决新时代提出的新问题为指引，重点工作则在于新方向、新模式、新课程、新理论等方面的探索与实践，财政作为国家治理的基础和重要支柱，天然具有学科包容性和内容延展性，理应在新文科建设中发挥更大的作用。

(责任编辑: 晨曦)(校对: 张涵)

行政边界与区域经济差距

马光荣 赵耀红

作者信息:

马光荣, 中国人民大学财政金融学院教授, 邮政编码: 100872, 电子信箱: grma@ruc.edu.cn。电话: 15001040438。

赵耀红, 中国人民大学财政金融学院硕士生, 邮政编码: 100872, 电子信箱: zhaoyaohong9807@ruc.edu.cn。

作者感谢国家自然科学基金面上项目(批准号: 71773125)、重点项目(批准号: 71533006)的资助。

行政边界与区域经济差距

摘要：中国经济虽然取得了高速的经济增长，但经济发展不均衡的问题日益凸显，不仅省际间经济发展水平仍然存在较大差距，省内的经济发展水平也不均衡，省的边界地区经济发展尤其落后。同时中国省的边界犬牙交错，那么当排除了地理位置和地形之后，中国的省份间经济差距是否存在边界上也有体现？本文利用1992-2013年乡镇级别的夜间灯光数据，结合地理断点回归的方法对问题进行了分析。结果发现：无论是经济增长速度还是经济发展水平，边界附近都不存在显著断点；边界处乡镇即使位于制度更好的省份，也没有表现出更快的经济增长和更高的经济发展水平。此外，断点不显著这可能是因为省份的增长红利无法触及到省的边界地区造成的，而不是因为“增长溢出”弥补的。

关键词：省份边界夜间灯光数据增长差异地理断点

一、引言

改革开放以来，中国经济取得了高速全面的成长，但发展不平衡、不充分的问题仍然显著，经济状况区域板块分化明显，南北差距持续扩大，旧账叠新账，阻碍了我国经济平衡、协调、可持续发展，区域间经济协调发展已上升为国家战略目标。尤其是省际经济发展水平仍然存在较大差距，从经济发展水平上看，2019年全国最发达的五个省份人均GDP达到131973.8元，但最不发达的五个省份人均GDP却只有40268.2元。从经济增长速度上看，从1978年到2019年，经济增长最快的省份GDP扩大了近70倍，而增长最慢的省份仅提升了14倍。作为经济发展的短板，发展劣势的持续累积使得经济状况较差的省份难以翻身，也降低了社会的总体福利。

除省份间经济发展存在差异以外，我国省内的经济发展水平也并不均衡，省份边界地区经济发展普遍落后，相当多数的国家级贫困县多集中于省份交界处。省内经济发展的不均衡，容易引起要素的空间错配，实物和人力资本纷纷由边界向中心集中，形成中心过剩、边界萎缩的扭曲局面，降低全省总体的资源配置效率。Grossman et al. (2017)指出，根据边际效用递减的原理，若精英和领导候选人向一些边缘化的、曾被忽视的、公共服务水平较低的边界地方重新分配财政和人力资源，就可以获得更高的边际回报，从而提升整体的福利。因此，关注省界经济的发展能改善当前经济活动空间分布扭曲的现状，提高资源配置效率，促进全省经济均衡可持续发展，提高总体福利，具有现实意义。

但是，现有文献大多是将省界视为壁垒和障碍，研究其对贸易和经济的阻隔作用，而真正关注边界附近地区本身发展的研究凤毛麟角。仅周黎安和陶婧(2011)用官员晋升导致的零和博弈以及可置信补偿缺失的理论和实证结果，解释了跨省合作失败导致的省界附近县份经济发展落后的原因；唐为(2019)通过分权与外部性理论指出了中国区域经济发展存在着省界效应，边界县的经济产出由于地方政府策略性的减少投资，如交通基础设施等生产性投资，而表现的更差；Wang and Wang (2020)以中国乡镇合并为冲击，探究了合并边界上经济成本以及居民福利的变动情况。因此，现有文献关注到了边界处经济发展存在的困境，但与之相比，本文试图回答的一个问题是，在省级行政区划边界上，

从总体经济增长较快的省份跨越到总体经济增长较慢的省份，经济增长或发展是否也存在着跳跃？即中国的省份间经济差距是否存在边界上也有所体现？省份间差异化的制度和政策是否与其相关？

为了回答这一问题，本文利用了1992-2013年乡镇层面的夜间灯光数据，结合空间断点回归的方法进行分析。本文在数据和方法的使用中存在以下合理性与优势：

第一，使用断点回归可以排除地理位置上的连续性因素。首先，省界两侧相隔很近的范围内的样本在地理位置上具有相似的特征。其次，我国现行省级行政边界的划分有深厚的历史渊源，古代专制统治者为了防止各省依据极端有利地理优势发展建立独立的军事地位和经济地位，更倾向于划分后的相邻省份在地理特征上拥有相似性和一致性，形成“犬牙交错”的边界形态，以便“分而治之”、限制区域自治和分裂（Sng et al., 2018），因此我国大多数省界上并不存在地形上的巨大跳跃。最后，我国民族之间长期交互融合，文化同根同源，省界附近语言文化也往往不存在天然地跳跃。所以省界附近不仅具备使用地理断点的基础，同时当排除了地理位置和地形之后，还可以研究省份差异化制度或政策的影响。

第二，使用乡镇层面的数据进行研究，样本量大、精确性高。乡镇作为比县更低一级的行政单位，样本数量更多、数据更精细，更有利于边界处断点回归设计的应用。同时，以往文献与边界回归相关的文章使用的数据多为县级层面，本文使用更精细的数据，也为相关研究提出了建议。

第三，灯光数据为相关经济研究提供了数据基础。首先，夜间灯光数据能较为准确的反应经济活动状况，避免因人为测度经济指标造成的偏差，尤其对于发展中国家而言（Henderson et al., 2011；Chen & Nordhaus, 2010；徐康宁等，2015）。Michalopoulos and Papaioannou（2018）指出，若将卫星灯光亮度数据作为空间经济发展的代理指标，并与地理、历史、制度以及其他空间相关的数据联系起来，能为研究经济的增长和发展提供数据基础。其次，灯光亮度作为经济发展状况的度量指标，在不同的地区之间可比，特别为跨国研究提供了便利（Pinkovskiy, 2016）。同时，随着行政区划的不断调整与变动，人为统计的经济指标难以追踪匹配，而灯光数据拥有较为客观的地理位置，方便精确的追踪，有利于探究经济的长期变动。最后，我国乡镇层面缺乏相应的经济社会统计数据，灯光数据可以较好地弥补这一缺陷。

结果发现，省界两侧的乡镇在地理地形特征、方言文化上并不存在明显的差距。在经济绩效的差异上，第一，平均而言，1993-2013年20年间，省界附近乡镇间不存在的经济增长断点。第二，就2013年经济发展水平而言，边界两侧的乡镇的断点也不显著。第三，边界处乡镇即使位于制度更好的省份，也没有表现出更快的经济增长和更高的经济发展水平，边界两侧乡镇的经济状况一样差。

省份经济增长在边界处不存在断点，可能有两种原因：一是，省份的增长红利无法触及到省的边界地区。我们的实证证实了这一机制，增长较快的省份一侧，乡镇并没有更好的公共品提供。其原因在于，越靠近边界的乡镇，公共品的提供越不足，表明省级政府在公共品提供上对边界地区存在忽视。

二是，省份的增长红利不仅可以遍及本省的边界乡镇，还可以无差别地溢出到周边省份。如果是这一机制成立，那么两个省份之间往来越便利，越可能产生无差别的溢出。我们使用两省边界处的方言相似性作为“增长溢出”的潜在重要驱动力。结果显示，方言相似度低的边界两侧，和方言相似度高的边界两侧，均不存在乡镇经济增长的差异。因此，这一结果排除了第二种机制。

本文内容分为以下几部分：第二部分，对相关文献进行梳理；第三部分，阐述了本文使用的数据及实证方法；第四部分，利用数据和模型进行了基准回归和稳健性检验；第五部分，检验结果产生的相关机制；第六部分，对全文进行总结。

二、文献评述

目前,国内外已有大量文献利用理论和实证的方法,从分权以及财政联邦制等角度对地方政府或地方政府官员间的行为进行了分析(Oates,1993;Qian et al., 2005; Sepulveda & Martinez,2011;Canare,2020)。在中国,以政治锦标赛、官员晋升激励等为主的理论大量涌现,出于竞争以及对自身职业生涯的考虑,政府官员过度重视于本身经济与政治绩效的考核结果,难以协调,引发了一系列地方保护主义行为,在省份之间形成了贸易壁垒、市场分割、重复建设等影响经济市场效率的不良竞争现象,对地方政府的税收征管行为、土地出让行为、环境治理、公共品的供给等方面均产生了影响,不利于区域间尤其是省份间经济的均衡协调发展(田文佳等,2019;许敬轩等,2019;吴敏和周黎安,2018;贾俊雪等,2017;林江等,2011)。但陆铭和陈钊(2009)却证明相邻省份之间商品市场的分割对省级经济增长有倒U型的影响,一定程度的市场分割有助于经济成长。而且陶然等(2010)指出了唯GDP论的政治考核理论中存在着矛盾和缺陷,在省一级别,GDP增长对中国地方官员的政治提拔没有显著影响,地方政府之间协调的无效主要是因为政府之间缺乏有效承诺,而不是单纯的GDP竞争,中央政府不仅要从政治绩效考核改革方向努力,更应该从深层次的、更基础的财政、土地、户籍制度等方面进行改革。地方政府间行为与影响还有待进一步研究。

作为划分行政区域的标准,省份边界不仅充当了省份间阻隔的角色,也成为了省份间竞争的“牺牲品”。作为阻隔,边界阻碍了要素的流动,也造成了差异。赵永亮和徐勇(2007)发现省份在边界处存在着贸易壁垒和市场分割,且受要素流动影响更大的工业品壁垒低于农业品壁垒,地方政府的财税自主权的越强,对经济的控制力越强。部分学者利用“一价定律”的方法,证明了行政边界或方言边界处的价格存在着显著差异(高晶和林曙,2018;黄新飞等,2014),反映了边界处市场的分割。作为“牺牲品”,边界地区的发展被严重阻碍。地方政府出于竞争,策略性的减少边界处的投资,造成了边界地区经济发展的显著落后(周黎安和陶婧2011;唐为,2019)。此外,作为一种非正式制度,方言边界也会显著影响政府行为,Gao & Long(2014)发现当位于边界处的城市文化显著不同于本省的主流文化但由与相邻省份文化类似时,他们会因与本省的文化冲突以及相邻省份地方保护主义壁垒的影响,显著增加经济发展的成本,造成巨大的经济损失,从而陷入发展窘境。边界附近地区的发展值得关注。

但是,边界存在着特殊性,外部性是一个经典的讨论。以污染为主要话题,环境治理与经济效益问题广受关注(范庆泉等,2016;宋马林和金培振,2016;孙伟增等,2019)。张俊等(2020)以河流沿岸边界县为样本,探究了边界处跨省河流的污染情况,发现上游省份会将污染大的企业转移到下游县,交通可达性提高加剧了这一转移。Wang & Wang(2020)利用中国乡镇合并的冲击探究被合并的边界附近的企业行为变动以及居民福利的变动,即边界污染内部化的经济成本和福利收益。乡镇合并可以使边界处的负外部性得到内部化,在合并边界处的污染企业增加了减排投资,减少了污染排放,同时也降低了产出和利润水平。但从居住用地价格的角度看居民福利,总体的居民福利还是得到了提升。唐为(2019)通过利用外部性的政府投资模型解释了边界发展落后的原因。由此可见,边界处的外部性是影响政府协调的重要原因之一。

国际上已有大量文献利用灯光数据或行政区划的合并与分裂,探究边界存在对经济活动的影响。例如Pinkovskiy(2016)通过灯光断点数据发现长短期经济增长速度在国界线两侧出现了断点现象,原因主要有两点,除边界形成的经济阻隔和文化阻隔,文章主要强调了制度和管理机构在边界两侧经济增长断点形成中发挥的作用。Eugster和Parchet(2018)以语言边界为对象,探究了文化和以税收政策为代表的经济制度相互影响。除此之外,有部分文献中的研究结论同本文有相似之处,如

Michalopoulos and Papaioannou (2014) 利用非洲国家的灯光数据探究了国家制度对经济发展的影响, 结果表明国家制度和经济发展之间没有显著的联系。主要的原因是非洲国家边界的确立主要受殖民统治的影响, 原本属于同一民族的地区被边界划分到了两个不同的国家, 因此非洲国家边界两侧的历史、文化、习俗其实有很大的相似之处, 这与我们国家省界间的情况类似。此外, 也有部分文献通过对国家的分裂或者国家内部地方行政区划的合并明确指出了到边界距离对经济活动的影响。Kitamura and Lagerlöf (2017) 通过分析欧洲国家的分裂历史发现国家分裂导致了竞争, 从而促进了国家的长期发展, 但得益于分裂更多的是国家的中心而不是边界, 因距离成本等原因, 国家边界的发展比中心更差。而 Egger 等 (2018) 利用德国大规模的市场合并探究企业到行政边界的距离变动对企业经济活动的影响, 发现到边界的距离是影响经济活动分布的主要原因。

综上所述, 我们对已有文献的贡献有三个方面: 首先, 与周黎安和陶婧 (2011) 和唐为 (2019) 等现有的文献相比, 本文的结论与其有相通之处, 但我们旨在回答不同的问题。以往文献主要是以省为单位观测内部的不均衡状况, 或将边界视为壁垒探究地方保护主义以及边界效应。本文的结论发现和解释与这些文献具有共同点, 但回答的主要问题是省份边界两侧的经济增长与发展状况是否存在差异, 观察经济跨边界的特点。其次, 已有的研究中国地区经济差距的文章, 大多从实物资本、人力资本、金融市场发展、地理因素、社会特征、基础设施、政策制度等方面入手对总体的经济差距进行解释 (王贤彬和聂海峰, 2010; 胡鞍钢和刘生龙, 2011; 姚毓春等, 2014; 倪鹏飞等, 2014; 李亚玲和汪戎, 2006; 陆铭, 2017; 马理等, 2018), 而本文的贡献是观测省份边界上的经济差距以试图探究边界处经济发展的不平衡, 研究角度有所不同。最后, 对比大量国际文献对国界间的经济增长差异进行的研究, 本文发现了省界与国界在经济断点间的差异, 一方面国界之间存在着政策或体制差异, 而省份同属一个国家, 差异较小; 另一方面, 地方政府和地方官员之间存在着竞争, 边界难以协调, 而国家边界之间合作与交流更多, 因此与 Michalopoulos and Papaioannou (2014) 的理论类似, 省界之间不存在经济断点。同时, 省份的政策因距离原因难以触及边界地区也是本文的结论之一。

三、数据和实证方法

(一) 数据来源及处理

为验证假设, 本文搜集整理了以下数据:

1. 夜间灯光数据

夜间灯光数据是由美国国家海洋和大气管理局 (NOAA) 发布的, 利用气象卫星观测所得地球上南纬 65° 到北纬 65° 间, 当地时间晚上 8:30-10:00 的灯光亮度数据。该数据以 30 弧秒¹为一栅格单位, 将每一栅格的灯光亮度分为 0-63 共 64 个等级 (DN 值)。为确保灯光亮度的准确性, 数据还剔除了云、雪以及短暂亮光 (例如森林火灾) 对灯光亮度的影响。

国内外已有众多学者指出, 夜间灯光亮度与地区和国家真正的经济活动之间存在显著的正向关联 (Henderson et al, 2011; Chen & Nordhaus, 2010; 徐康宁等, 2015), 它可以有效的排除人为统计 GDP 等经济活动数据时造成的偏误。尤其对于发展中国家来说, 其国民经济核算体系往往不健全, 统计体系也发展的较差, 难以正确核算 GDP 等数据, 加上虚报、编造等行为, 致使经济发展数据的可信度严重下降, 夜间灯光数据为更准确的反映地区经济发展水平提供了标尺。同时, 国民经济核算的范

¹注: 30 弧秒在赤道上的长度约为 1km

围存在限制，例如中国的经济统计只细化到县域层面，未涉及单位更小的乡镇。而夜间灯光数据不仅可以细化乡镇层面，还可以更精确的反映各乡镇的经济状况，又由于我国乡镇众多，在省界两侧分布的密度较大，恰可以满足断点回归对样本数量与分布的要求，为本文的实证分析提供了良好的数据基础。

因此，本文利用夜间灯光数据的这些特性，以乡镇为单位，整理了1992-2013年中国36640个乡镇22年的夜间灯光亮度数据。并且利用ARCGIS整理出各乡镇中心的经纬度坐标，结合中国省界地图，计算出各乡镇到与其相距最近的省界的距离。由于中国省界犬牙交错、参差不齐，且有些省份行政面积广大、边界线也较长，因此我们将部分省界线划分为若干段，也尽量避免了长边界的异质性问题（Dell, 2011）。此外，若部分属于三个或三个以上省份的乡镇集中在同一条边界附近，我们对其实施了两两拆分，保证每条边界两侧只有一对乡镇所属省份，最终获得156条边界和省份对。

2.其他数据

为反映全省的GDP发展状况，本文从《中国区域经济统计年鉴》和各省市统计年鉴中搜集获得了省层面的GDP总量与人均GDP值，并进行平减处理。其他代表经济状况的数据，例如电力消费量、城乡居民收入以及固定资产投资等同样来源于各省市统计年鉴。

海拔、坡度等地理特征数据下载自国家地理空间信息中心，经过处理后形成各乡镇的平均海拔与平均坡度数据，同时参考（Kitamura & Lagerlöf, 2019）定义崎岖程度为海拔标准差加1后取对数的值。因为经济发展状况与公共品提供水平紧密相连，本文同样从国家地理空间信息中心获取，利用ARCGIS计算了各县域2013年的公共品供给水平。包括铁路、国道、省道、县道、乡镇村道、高速公路、城市快速路、地铁轻轨等交通基础设施，以及医院、学校、公交车站等其他公共品的供给数量。

最后考虑到文化因素对经济发展的影响，本文利用刘毓芸等（2015）年整理的《1986年中国各县方言归属数据》，计算了边界两侧各县之间的方言距离和方言相似程度。由于方言样本是县层面的数据，而我们认为相同县区内的乡镇同属一种方言片²，因此我们将调整行政区划³后的方言数据与灯光数据进行匹配，利用灯光数据中乡镇距离边界的最短距离筛选样本。为提高方言匹配和识别的准确性，我们剔除了方言数据缺失的样本。又因单侧样本⁴不具有可比性，因此我们去除了所有具有单侧样本（或方言距离缺失）的边界对。最终在距离边界20km以内的范围内保留了220个有效的县（区）级方言样本以及4774个乡镇方言样本进行分析。为计算边界一侧某一县c与边界对侧县的语言相似程度，本文进行了如下计算（思路见图3-1）：假设某一边界i两侧分别是A省和B省，A省有m个县，B省有n个县。若先以A省各县为基准，我们选取A省的a县分别与B省的 α 、 β 、 γ 等n县方言进行比较，若使用相同方言则记为1，否则记为0。同理，再以B省的县作为基准进行判断，最终获得一个 $m \times n$ 的矩阵，分别取行总和与列总和作为各县与边界对侧方言的相似程度。例如A省的a县最终加总所得方言相似程度对应数值为2，即表示边界对侧有2个县与其使用相同方言。

²本文引用的方言数据将方言层次从大到小依次划分为“大区-区-片”三级

³因为方言数据采用的是1986年的行政区划，而灯光数据采用的是2012年的行政区划，所以我们将方言数据的行政区划对应调整到了2012年。

⁴形成单侧样本的原因有很多，例如可能是由于地理因素等原因对侧边界处不存在乡镇样本，也可能是因为对侧样本缺失相关语言数据被剔除。由于在计算边界两侧距离时，单侧样本计算所得方言距离为空值，因此提出方言距离为空的边界对或样本也可以去除单侧样本。

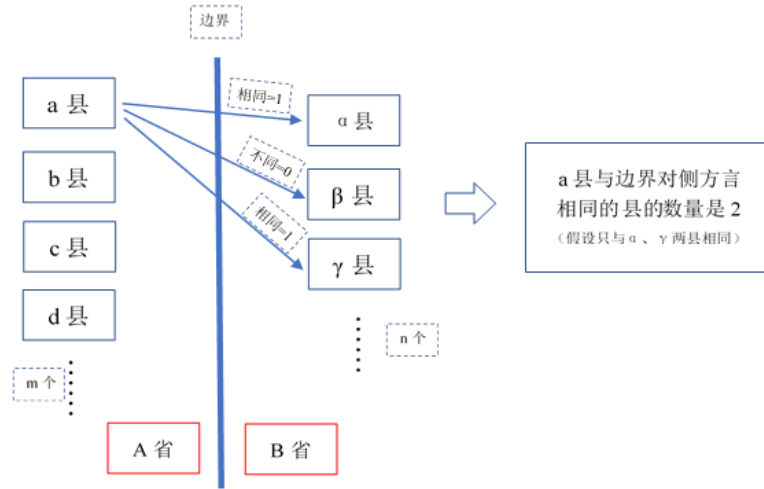
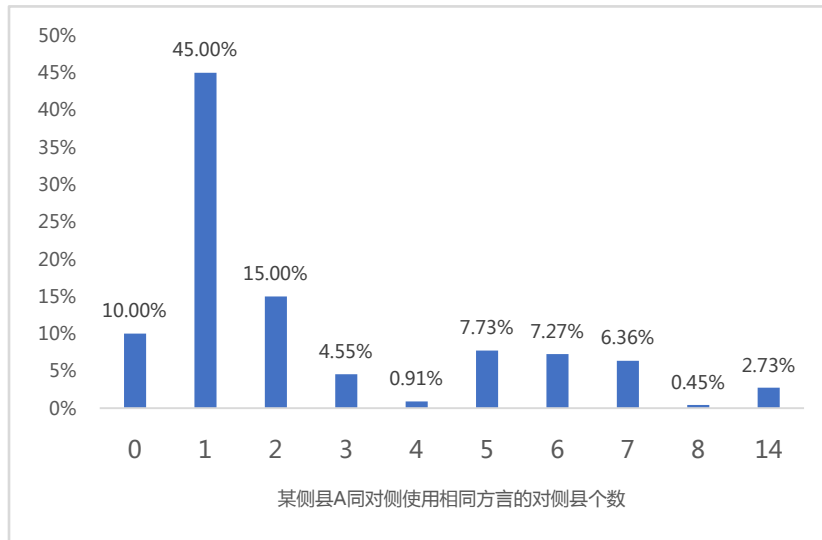


图 3-1 计算思路图

根据计算所得的方言相似程度数据进行统计，得图 3-2 所示，在距离边界 20km 的带宽内，220 个有效的县级样本中，除了有 10% 的样本与边界对侧的县没有相同语言，其余 90% 的样本都至少与对侧一个县使用相同方言，说明边界处语言的相通程度很高。其中，拥有相同方言对侧县的样本中，有 50% 的样本拥有至少两个相同语言县。



注：数据来源于上述方言相似程度计算结果

图 3-2 方言相似程度

核心变量的均值及标准差统计结果见下表 3-1。

表 3-1 核心变量的描述性统计

不同分组	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	GDP 增长较慢	GDP 增长较快	非边界地区	边界地区	全样本
样本量	18926	17423	28785	7855	36640
1993 年灯光亮度水平值	4.29 (10.99)	4.26 (10.42)	4.80 (11.51)	2.30 (6.55)	4.26 (10.69)
2013 年灯光亮度水平值	10.54	11.37	12.05	6.73	10.91

	(17.05)	(17.58)	(18.22)	(12.43)	(17.29)
1993年 GDP 水平值	1010.03	1224.71	1125.71	1047.80	1109.00
	(557.78)	(757.52)	(676.67)	(643.16)	(670.38)
2013年 GDP 水平值	8833.64	12077.16	10470.19	9887.03	10345.17
	(5517.67)	(7536.47)	(6873.25)	(6360.40)	(6770.73)
1993-2013年灯光亮度增长率	1.66	1.57	1.62	1.60	1.62
	(1.816)	(1.74)	(1.75)	(1.89)	(1.78)
1993-2013年 GDP 增长率	7.45	9.13	8.18	8.46	8.24
	(0.92)	(1.734)	(1.55)	(1.83)	(1.61)
平均海拔	650.77	753.01	710.95	667.35	701.58
	(785.59)	(1102.50)	(991.21)	(785.72)	(950.96)
平均坡度	8.73	9.39	8.59	10.55	9.01
	(7.54)	(8.47)	(7.80)	(8.53)	(8.00)
崎岖程度	3.82	3.82	3.78	3.97	3.82
	(1.55)	(1.73)	(1.63)	(1.66)	(1.64)
乡镇面积	0.02	0.03	0.03	0.02	0.03
	(0.14)	(0.15)	(0.20)	(0.03)	(0.17)

注：括号中的数值代表变量的标准差

(二) 实证方法

本文主要采用地理断点回归的方法，探究紧邻省界两侧“家庭条件”（即所属省份经济状况）差异对乡镇经济发展的影响。为此我们选取距离省际边界 20km 以内的乡镇样本，这些乡镇总计是 7806 个，位于 156 个两两省份边界对。基准回归模型设定如下：

$$Y_{ips} = \beta_0 + \beta_1 Fast_{ps} + f(longitude_{ips}, latitude_{ips}) + \gamma X_{ips} + \sum_{s=1}^n pair_s + \varepsilon_{ips} \quad (1)$$

核心被解释变量 Y_{ip} 表示省份 p 中的 i 乡镇在 1993-2013 年间的灯光亮度增长率，该乡镇属于 s 边界对。考虑到样本中存在着大量灯光亮度水平值为 0 的乡镇，因此在计算灯光亮度增长率时，我们采用了以下公式（2）：

$$Y_{ip} = \ln(0.01 + light_{ip,2013}) - \ln(0.01 + light_{ip,1993}) \quad (2)$$

其中， $light_{ip,2013}$ 和 $light_{ip,1993}$ 分别代表 i 乡镇 2013 年和 1993 年的灯光亮度。核心解释变量 $Fast_{ps}$ 是代表乡镇 i 所属的省份 p 是否比边界对 s 的另一侧省份在 1993-2013 年间具有更高的 GDP 增长率，即在同一边界两侧的省份对中，GDP 增长速度较快的省份将会被赋值为 1，否则被赋值为 0。 $f(longitude_{ips}, latitude_{ips})$ 是地理位置的多项式函数，在地理断点回归当中用于控制乡镇地理对经济发展的效应。参照 Dell（2010）的方法，我们在基准回归当中，控制了乡镇经度和纬度的一次项函数，即将经度和纬度同时作为控制变量放入。

X_{ip} 代表一系列其他控制变量，包括乡镇的平均海拔、平均坡度、崎岖程度和面积，这些地形因素可能会对经济发展产生影响。样本中一共有 156 个两两省份间的边界对，因为不同边界对本身也具有异质性，所以本文进一步控制了边界对固定效应 $pair_s$ 。 ε_{ips} 是随机扰动项，考虑到同一个边界对内乡镇之间更可能存在相互关联，我们将标准误差聚类到了到边界对层面。

(三) 断点回归的适用性检验

在断点两侧，样本的事先特征变量不随断点的存在而产生差异，即靠近断点处两侧样本的事先特征变量平衡是断点回归设计的基本条件之一。中国省际边界两侧可能存在较大的地形差异，而这些地

形差异可能会驱动两侧的乡镇经济发展差异，从而给我们识别 β_1 带来混淆性因素。我们在方程（1）当中已经添加了乡镇地形特征作为控制变量。为了进一步检验地形特征是否平衡，我们将地形特征变量作为（1）式的被解释变量，同时将其从控制变量当中去除。

回归结果如表 3-2 中第（1）-（4）列所示，发现样本地理地形特征在断点附近没有显著差异。其中崎岖程度与乡镇面积在增长断点附近略显著，但系数规模相对其均值与标准差规模很小，且显著程度不高，故影响不大。平均坡度在发展断点附近也略显著，但其系数为正，表示平均意义上经济发展更好一侧的省份在边界附近反而坡度更大，使结果相对被低估。因此，地理地形因素在断点附近具有连续性，符合断点回归设计要求，结果较稳健。为了尽可能排除这些地形因素对经济发展的影响，我们在下面的基准回归将地形特征仍然加入控制变量。

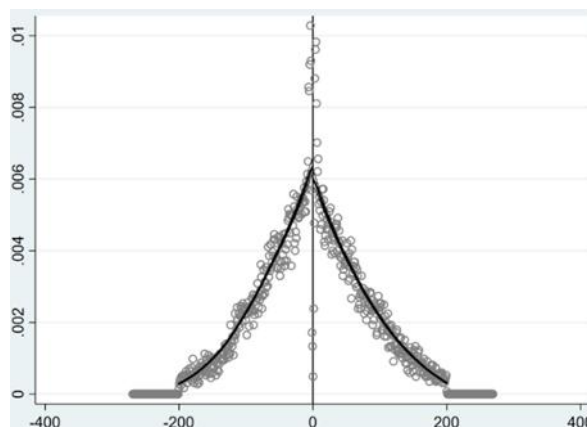
表 3-2 稳健性检验——地理地形因素与方言因素的差异

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	平均海拔	平均坡度	崎岖程度	乡镇面积	主流方言
省份 GDP 增长率较快	-16.1053 (13.4052)	0.1558 (0.1102)	-0.0499* (0.0253)	0.0021* (0.0011)	-0.0210 (0.0681)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
边界对固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	7,806	7,806	7,806	7,806	4,774
R-squared	0.9270	0.8858	0.8843	0.4070	0.1786

注：控制变量包含经度纬度一次项、乡镇面积、平均海拔、平均坡度和崎岖程度（第（1）-（4）列分别去除作为被解释变量的控制变量）。检验 1 中因变量为样本 1993 年-2013 年灯光亮度增长率，检验 2 中因变量为样本 2013 年灯光亮度水平值。其中，由于在计算主流方言时剔除了方言数据缺失的样本以及只存在单侧样本的边界，样本数量有所减少。括号中数值代表边界对层面的聚类标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

此外，为证实边界两侧使用的方言本身不存在差异，本文选取距离边界 20km 带宽以内的样本作为观测对象，去除方言数据缺失的样本以及方言距离缺失的边界对，在每条边界对两侧的乡镇所使用的方言中选择方言片众数作为主流方言，构建虚拟变量。若乡镇使用的方言同边界两侧 20km 以内的主流方言一致则赋值为 1，否则赋值为 0。将此虚拟变量作为被解释变量放入基准模型中进行回归，得到如表 3-2 第（5）列所示的结果。结果表明边界两侧无论是 GDP 增长速度还是人均 GDP 发展水平不一样的省份，其使用的主流方言都没有明显差异，符合断点设计的相关要求。

断点回归成立的另一个重要前提就是样本在断点附近的观测值数量分布必须是连续的。为检验本文样本满足此要求，我们采用了 McCrary 检验，得到图 3-3，可以看出，样本分布在断点处是平滑的，符合使用条件断点回归设计的条件。



注：横轴表示乡镇样本距离最近省界的距离（单位：km），其中属于 1993-2013 年 GDP 增长较快一侧省份的乡镇距

离为正，1993-2013年GDP增长较慢一侧省份的乡镇距离为负，0即为边界处；

图 3-3 McCrary 检验图

四、增长断点的检验

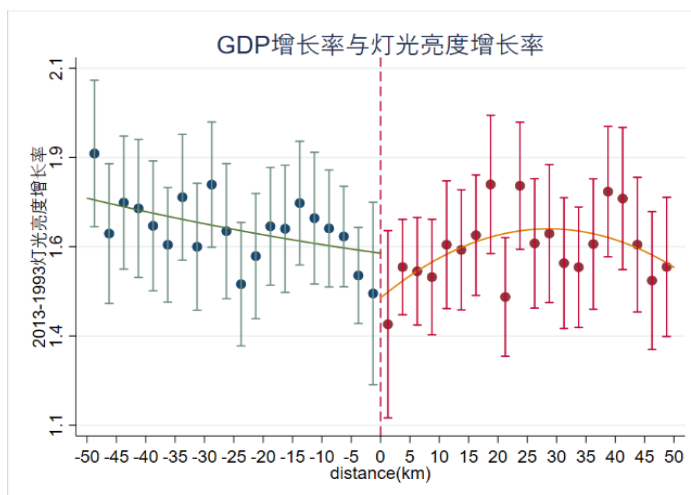
(一) 基准回归结果

根据方程(1)，本文选取距离边界20km作为基准带宽分别进行增长断点和发展断点的回归，结果呈现在表4-1中。第(1)列控制了边界固定效应，第(2)列还控制了经纬度坐标、乡镇面积以及海拔、坡度、崎岖程度等地理地形因素。结果显示，在两省交界附近，平均意义上，不存在增长断点。从GDP增长较慢一侧跨越到经济增长较快一侧，灯光亮度的增长率与水平值都没有显著差异。我们也将断点回归结果呈现在了图4-1当中，结果与表4-1的结果一致，在断点处，并没有乡镇灯光亮度增长率的跳跃。

表 4-1 基准回归结果

变量	(1)	(2)
	增长断点：带宽 20km	
被解释变量	1993-2013 灯光亮度增长率	
省份 GDP 增长率较快	0.0087 (0.0912)	-0.0052 (0.0930)
经度	-0.0493 (0.0600)	-0.0420 (0.0472)
纬度	-0.0410 (0.1000)	-0.0000 (0.0804)
乡镇面积		0.7008 (1.0401)
平均海拔		-0.0003* (0.0002)
平均坡度		-0.0725*** (0.0145)
崎岖程度		0.1224** (0.0500)
边界对固定效应	Y	Y
Observations	7,806	7,806
R-squared	0.1210	0.1462

注：括号中数值代表边界对层面的聚类标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1



注：上图表示 1993 年-2013 年省界两侧 50km 以内省份对中乡镇灯光亮度的增长断点，横轴表示乡镇样本距离最近省界的距离（单位：km），其中属于 1993 年-2013 年 GDP 增长较快省份的乡镇距离为正，GDP 增长较慢省份的乡镇距离为负，0 即为边界处；纵轴表示 1993 年-2013 年乡镇样本的灯光亮度增长率状况。如图所示，边界两侧灯光亮度增长率没有显著差异，置信区间有大量重合。

图 4-1 增长断点

（二）稳健性检验

增加结果的可信度，我们进行了以下稳健性检验：

1. 更改带宽

在断点回归设计中，为避免因人为选择带宽对结果造成的影响，需改变带宽进行检验。本文以基准带宽（20km）的 0.5 倍、1.5 倍、2 倍、2.5 倍和 3 倍分别回归检验，发现结果依旧稳健，边界附近仍不显著存在经济的增长断点和发展断点。结果如表 4-2 所示。

表 4-2 稳健性检验——更改带宽

不同带宽	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	10km	20km	30km	40km	50km	60km
省份 GDP 增长率较快	-0.0250 (0.0812)	-0.0052 (0.0930)	0.0049 (0.0932)	-0.0018 (0.0933)	-0.0083 (0.0924)	0.0032 (0.0916)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
边界对固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	4,341	7,806	11,032	14,071	16,657	19,233
R-squared	0.1704	0.1462	0.1433	0.1429	0.1371	0.1337

注：控制变量包含经度纬度一次项、乡镇面积、平均海拔、平均坡度和崎岖程度。因变量为样本 1993 年-2013 年灯光亮度增长率。括号中数值代表边界对层面的聚类标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

2. 二次多项式回归检验

本文基准回归是控制了经度和纬度的一阶多项式函数，为了检验结果的稳健性，我们还尝试了控制经度和纬度的二阶多项式，用 $longitude_{ip}$ 表示乡镇样本所处经度， $latitude_{ip}$ 表示乡镇样本所处纬度，加入如下多项式进行回归。

$$F(\bullet) = longitude_{ip} + latitude_{ip} + longitude_{ip}^2 + latitude_{ip}^2 + longitude_{ip} * latitude_{ip} \quad (3)$$

回归结果如下表 4-3 所示，可以看出稳健性检验回归结果均不显著。说明无论是线性关系还是非线性关系，边界处两省的经济增长速度与经济发展水平都没有显著差异，基准回归结果非常稳健。

表 4-3 稳健性检验——一次与二次多项式检验

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
增长断点：20km 带宽				
省份 GDP 增长率较快	0.0087 (0.0912)	-0.0052 (0.0930)	0.0033 (0.0929)	-0.0133 (0.0934)
经度一次项	-0.0493 (0.0600)	-0.0420 (0.0472)	1.2039* (0.6152)	1.2129** (0.5726)
纬度一次项	-0.0410 (0.1000)	-0.0000 (0.0804)	0.1016 (1.0346)	0.6080 (0.9938)
经度二次项			-0.0052* (0.0031)	-0.0045 (0.0032)
纬度二次项			0.0021 (0.0090)	0.0023 (0.0088)
经度纬度交乘项			-0.0027 (0.0092)	-0.0070 (0.0090)

控制变量	N	Y	N	Y
边界对固定效应	Y	Y	Y	Y
Observations	7,806	7,806	7,806	7,806
R-squared	0.1210	0.1462	0.1221	0.1477

注：控制变量包含乡镇面积、平均海拔、平均坡度和崎岖程度。因变量为样本 1993 年-2013 年灯光亮度增长率。括号中数值代表边界对层面的聚类标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

3. 更换经济增长速度的计算区间

本文基准回归中计算经济增长速度的区间是 1993 年-2013 年，为了进一步检验实证结果是否受计算的时间区间影响。我们将区间替换为 1993-2010, 1993-2011 以及 1993-2010 年。回归结果呈现在表 4-4 检验 2 第 (1) - (3) 列中，可以看出即使改变时间段，边界处仍然不存在经济增长的断点。

表 4-4 稳健性检验——安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)
被解释变量：灯光亮度增长率	1993-2010	1993-2011	1993-2012
省份 GDP 增长率较快	0.0295 (0.0834)	-0.0645 (0.0869)	0.0054 (0.0913)
控制变量	Y	Y	Y
边界对固定效应	Y	Y	Y
Observations	7,833	7,833	7,833
R-squared	0.1129	0.1485	0.1505

注：控制变量包含经度纬度一次项、乡镇面积、平均海拔、平均坡度和崎岖程度。因变量为对应时间段内的灯光亮度增长率。括号中数值代表边界对层面的聚类标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

4. 替换分组变量

GDP 在代表经济状况时有时会存在一些片面性，尤其当 GDP 数值存在虚报或造假等情况时，其对经济状况的描述力将大打折扣，因此本文也从多种角度出发，选取了其他可以代表地区经济活动与经济发展状况的变量，作为对 GDP 指标的替换，增加文章的稳健性。其中，替换分组的变量有：（1）电力消费量，电力是当今企业生产与居民个人生活的重要能源，且灯光亮度也与电力消费密切相关；（2）城乡居民储蓄总额，储蓄直接影响地区投资与经济活动，同时也反映了居民收入；（3）固定资产投资总额，固定资产投资作为企业提升生产力的重要来源，反映了地区中尤其是作为经济主体的企业的发展状况；（4）社会零售品销售总额，零售品消费代表了当地居民的消费水平（5）农村居民人均纯收入、城镇居民人均可支配收入、城乡居民人均收入，是居民收入的直接体现。回归结果在表 4-5 中，结果显示，在边界处样本乡镇的经济增长没有显著的跳跃。

表 4-5 稳健性检验——替换分组变量

分组依据	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
省份 GDP 增长率较快	-0.0875 (0.0919)	0.0851 (0.0908)	0.1104 (0.0896)	0.0030 (0.0933)	0.0269 (0.0916)	-0.0891 (0.0905)	-0.1236 (0.0901)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
边界对固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	7,842	7,842	7,842	7,842	7,842	7,842	7,842
R-squared	0.1468	0.1468	0.1471	0.1463	0.1464	0.1468	0.1473

注：以不同变量 1993 年-2013 年增长率为依据分组时，被解释变量对应 1993 年-2013 年灯光亮度增长率。同时为与基准回归中全省 GDP 状况对应，此处的替换变量也均为省层面数据。控制变量包含经度纬度一次项、乡镇面积、平均海拔、平均坡度和崎岖程度。括号中数值代表边界对层面的聚类标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

5. 去除少数民族自治县以及直辖市

因为少数民族自治县和直辖市具有特殊性，政府在经济政策、制度环境、发展战略以及政策扶助中都有针对他们的具体政策，其本身的经济状况也有很大差异，因此我们将样本中属于少数民族自治县以及直辖市的乡镇样本依次删除，进行稳健性检验。结果显示在表 4-6 中，基准结果依旧稳健。

表 4-6 去除少数民族自治县以及直辖市样本

VARIABLES	(1)	(2)
	去除少数民族自治县	去除少数民族自治县和直辖市
省份经济增长较快	0.0515 (0.0928)	-0.0587 (0.0776)
少数民族自治县	无	无
直辖市	有	无
控制变量	Y	Y
边界对固定效应	Y	Y
Observations	7,288	6,707
R-squared	0.1475	0.1475

注：控制变量包含经度纬度一次项、乡镇面积、平均海拔、平均坡度和崎岖程度。括号中数值代表边界对层面的聚类标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

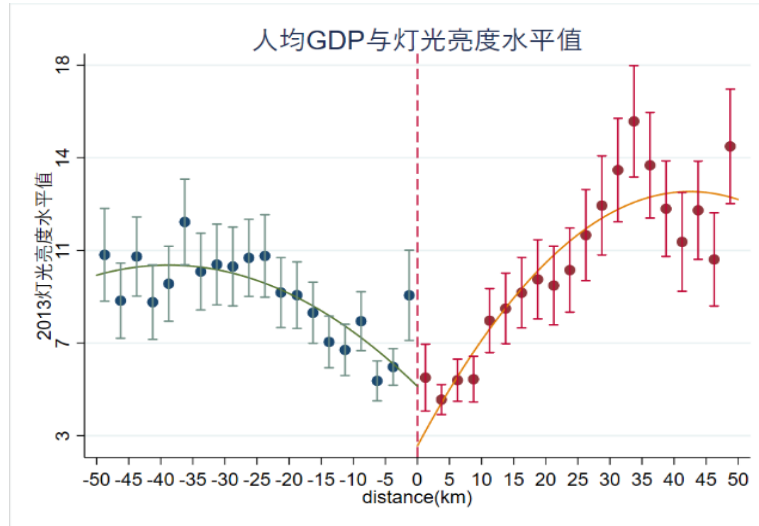
6. 发展断点

如前文所述，基准回归的结果表明省界两侧不存在显著的经济增长速度的差异。但作为经济增长的基础，地区经济发展的水平值会对经济增长速度产生影响。因此，我们以 2013 年边界两侧省份人均 GDP 代表经济发展的水平值，并进行高低划分，替换基准回归方程（1）中的核心解释变量 $Fast_{ps}$ 。对应的，以 2013 年边界处灯光亮度的水平值作为被解释变量进行稳健性回归检验并作图（见图 4-2）。回归结果如表 4-7 所示，可以看出，边界附近两侧样本的经济发展水平本身也不存在差异，基准结果不受基础经济水平状况的影响。

表 4-7 稳健性检验——发展断点

变量	(1)	(2)
	发展断点：带宽 20km	
被解释变量	2013 年灯光亮度水平值	
省份人均 GDP 较高	0.0257 (0.5242)	0.0698 (0.5083)
控制变量	Y	Y
边界对固定效应	Y	Y
Observations	7,806	7,806
R-squared	0.4380	0.4914

注：控制变量包含经度纬度一次项、乡镇面积、平均海拔、平均坡度和崎岖程度。括号中数值代表边界对层面的聚类标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1



注：上图表示 2019 年省界两侧 50km 以内省份对中乡镇灯光亮度的发展断点，横轴表示乡镇样本距离最近省界的距离（单位：km），其中属于 2013 年人均 GDP 较高省份的乡镇距离为正，人均 GDP 较低省份的乡镇距离为负，0 即为边界处；纵轴表示 2013 年乡镇样本的灯光亮度水平值。如图所示，边界两侧灯光亮度增水平值基本没有差异。

图 4-2 发展断点

五、对不显著结果的解释：边界地带的发展受到忽视

（一）公共品供给的平衡

提供公共品是政府发挥职能的重要方面，因此地区公共品供给的水平一方面反映了政府对当地经济发展的投入与重视程度，另一方面也在一定程度上体现了地方政府的财政收入能力与地区经济状况。因此，本文将各县层面 2013 年代表交通基础设施建设的国道、省道、县道、乡镇村道、高速、铁路的道路数量以及代表公共服务的医院、学校、公共车站数量等指标作为被解释变量，利用方程（4）探究在省界附近，由 GDP 增长较慢一侧跨越到 GDP 增长较快一侧，其公共品供给状况的变动，结果如表 5-1 所示。

$$infrastructure_{ip} = \beta_0 + \beta_1 Fast_{ps} + f(longitude_{ips}, latitude_{ips}) + \gamma X_{ips} + \sum_{s=1}^n pair_s + \varepsilon_{ips} \quad (4)$$

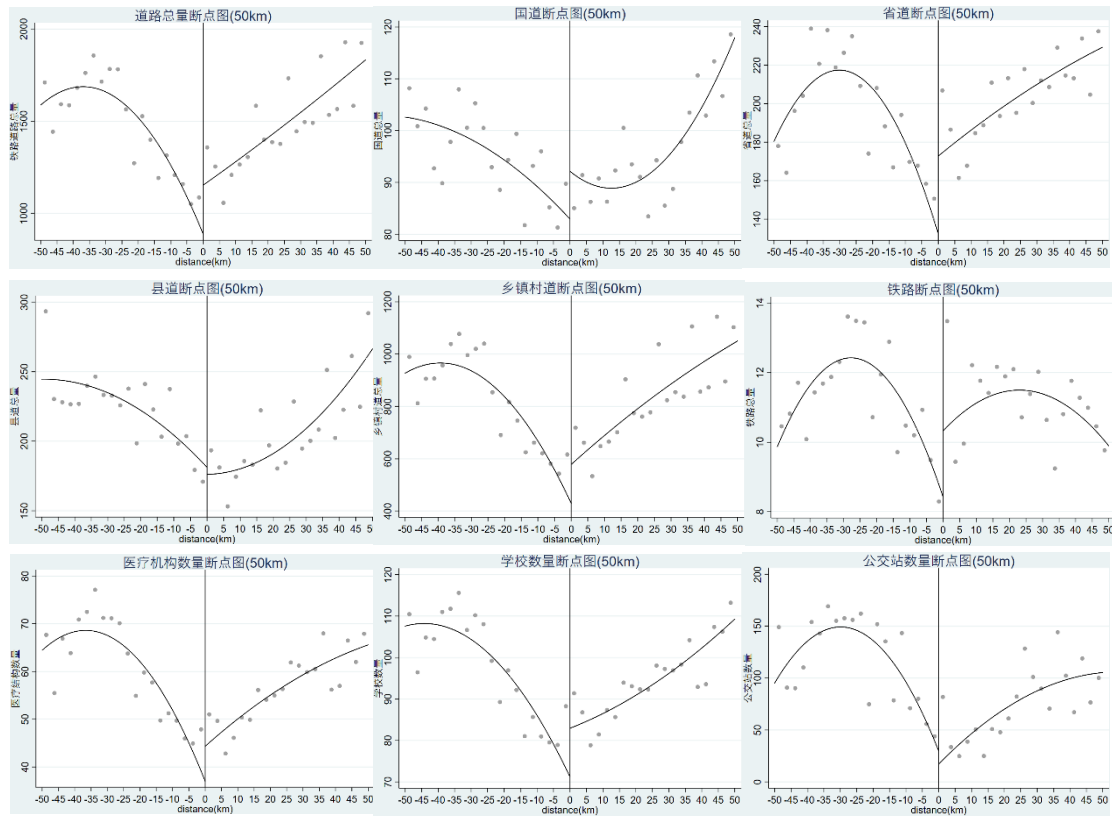
结果表明在以 GDP 增长速度划分的边界附近，公共品提供的水平没有明显的差异，无论在增长较快一侧还是较慢一侧，边界处乡镇的基础设施建设都不受到重视。正如图 5-1 所示。

表 5-1 公共基础设施建设水平

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	医院	学校	公交车站	国道	省道
省份 GDP 增长较快	2.9404 (3.7370)	8.7203 (5.8044)	-33.2914 (40.9600)	5.7668 (7.7230)	20.2614 (22.2121)
被解释变量	县道	乡镇村道	高速	铁路	道路总和
省份 GDP 增长较快	-11.4978 (25.8224)	85.7546 (74.4612)	15.1597 (11.2145)	1.5294 (1.1846)	104.9770 (124.6231)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
边界对固定效应	Y	Y	Y	Y	Y

注：以上各回归均包含经度纬度一次项、乡镇面积、平均海拔、平均坡度、崎岖程度以及边界对固定效应做控制变

量。括号中数值代表边界对层面的聚类标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1



注：上图表示年省界两侧 50km 以内的公共基础设施供给状况，横轴表示乡镇样本距离最近省界的距离（单位：km），其中属于经济增长较快一侧的样本距离为正，属于经济增长较慢一侧的样本距离为负，0 即为边界处。

图 5-1 公共基础设施在省界附近的数量

(二) 公共品供给的边界缺失

长期以来，由分权导致的竞争引发了地方政府间合作与协调的失败，尤其在省区边界处，省份经济增长的政策红利存在着正向外溢，由于晋升导致的零和博弈以及政府间可置信补偿的缺失，边界发展的正向激励不足，地方政府一般不会增加甚至会减少边界处的政府投资，造成边界处公共品供给的缺失。因此，本文将省界两侧 100km 以内的样本以 20km 为单位划分成 5 组，加入到基准回归中进行分析，如方程（5）所示。结果呈现在表 5-2 中。在边界附近回归系数的显著为负或不显著，说明在增长较快的省份一侧，公共品的提供并没有比对侧更多，边界处经济发展的差不是因为经济基础差，而在很大程度上是源于边界处的发展受到了忽视。

$$infrastructure_{ips} = \beta_0 + \beta_1 Fast_{ps} * group_{ps} + \gamma X_{ips} + \sum_{s=1}^n pair_s + \varepsilon_{ips} \quad (5)$$

表 5-2 公共品供给的边界缺失

不同距离	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	医院	学校	公交车站	国道	省道
0-20km	-27.7589*** (9.6256)	-30.7199** (13.5246)	20.7153 (73.1442)	-28.5470 (22.9733)	-151.5774*** (48.0699)
20-40km	-20.9937** (9.7879)	-24.6239* (13.4694)	23.5140 (72.0854)	-26.7851 (22.8501)	-140.3448*** (48.4424)
40-60km	-22.9382** (9.6126)	-23.5068* (13.3340)	9.4999 (74.9630)	-17.6276 (24.1415)	-149.7007*** (48.8649)

60-80km	-14.0195 (12.2822)	-7.9646 (20.1676)	91.9071 (117.1854)	-30.2790 (22.5958)	-112.3391** (49.3546)
80-100km	-12.5795 (11.5760)	-3.7185 (17.0209)	48.7931 (89.9040)	-20.1520 (23.8941)	-102.9698** (46.7014)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
被解释变量	县道	乡镇村道	高速	铁路	道路总和
0-20km	-98.4386 (66.6748)	-1,440.1447* (791.7202)	-0.5375 (22.5249)	-0.4324 (2.4269)	-823.9407** (370.8922)
20-40km	-110.6352* (65.3374)	-1,367.2510* (803.7333)	2.3692 (23.4079)	-0.2443 (2.4287)	-723.6229* (376.0038)
40-60km	-119.4584* (62.2692)	-1,430.4731* (799.0579)	1.1352 (21.3837)	-0.4089 (2.6495)	-796.1402** (363.7864)
60-80km	-64.2635 (79.0583)	-1,250.8941 (823.1146)	-1.9998 (20.9812)	-0.3206 (2.6755)	-529.9782 (442.0760)
80-100km	-36.3598 (83.6938)	-1,187.0242 (821.3364)	3.2465 (21.7248)	0.2661 (2.3949)	-419.0122 (443.3991)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
固定效应	Y	Y	Y	Y	Y

注：以上各回归中的控制变量包括乡镇面积、平均海拔、平均坡度、崎岖程度以及边界对固定效。括号中数值代表边界对层面的聚类标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(三) 方言差异大的省份之间，是否存在更显著的边界处增长断点？

基于分权理论，省份边界处往往存在外部性，某一省份的增长红利不仅可以遍及本省的边界乡镇，还有可能会无差别地溢出到周边省份。如果是这一机制成立，那么两个省份之间的往来越便利，就越可能产生无差别的溢出。我们使用两省边界处的方言相似性作为“增长溢出”的潜在重要驱动力。方言距离的计算思路与方言相似程度类似，将边界两侧全省的乡镇样本、边界两侧 100km 与 20km 内的样本作为计算方言距离的样本对象，分别计算边界一侧某县与对侧所有县的方言距离⁵，再以边界为单位，根据各县的人口进行加权，计算整个边界代表的方言距离，然后将边界代表的方言距离均值为标准划分方言距离较远与较近的样本，构建虚拟变量 $diadist_low_i$ ，其中位于均值以下的边界赋值为 1，否则为 0，并与基准回归中的 $fast_{ip}$ 相乘，分别与灯光亮度增长率在距离边界 20km 的基准带宽内进行回归，如方程（6）所示。系数 β_1 代表方言距离较近的边界两侧经济增长速度的断点差异，系数 β_2 表示边界两侧经济增长速度快慢不同的乡镇经济状况差异，而系数 β_3 代表的含义是方言距离或远或近的边界两侧 20km 范围内的经济增长状况。

$$Y_{ip} = \beta_0 + \beta_1 fast_{ip} * diadist_low_i + \beta_2 fast_{ip} + \beta_3 diadist_low_i + \gamma X_{ip} + \sum_{s=1}^n pair_s + \varepsilon_{ip} \quad (6)$$

表 5-3 边界方言距离

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	增长断点		
计算方言距离的带宽	全样本	100km	20km
边界方言距离低于均值 ×省份经济增长较快	0.0139 (0.2000)	0.0853 (0.2185)	0.1094 (0.1896)

⁵方言距离计算时的判断标准：由于方言层次从大到小依次划分为“大区-区-片”三级，因此当样本对属于同一方言片，则距离为 0；方言区相同但方言片不同，则距离为 1；方言大区相同但方言区不同，则距离为 2；若方言大区不同，则距离为 3。

省份经济增长较快	-0.0112 (0.1073)	-0.0358 (0.0945)	-0.0574 (0.1062)
边界方言距离低于均值 ×省份人均 GDP 较高 省份人均 GDP 较高			
边界方言距离低于均值	-0.7097 (0.9426)	-0.7560 (0.9401)	-0.7517 (0.9359)
控制变量	Y	Y	Y
边界对固定效应	Y	Y	Y
Observations	7,806	7,806	7,806
R-squared	0.1462	0.1463	0.1464

注：控制变量包含经度纬度一次项、乡镇面积、平均海拔、平均坡度和崎岖程度。括号中数值代表边界对层面的聚类标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

结果显示，我们感兴趣的系数 β_1 不显著，即无论是方言距离较近或距离较远的边界附近，边界两侧“家庭条件”不同的乡镇在经济增长速度都没有显著的差异。这不仅补充了现有的关于语言边界处经济发展的研究，更从侧面证实了本文边界处经济发展断点不显著的主导原因是边界地带发展受到忽视而不是其他。如果边界附近经济增长与发展的差异不显著是因为两侧乡镇所属省份的红利发生了无差异的外溢，那么方言距离较远、交流更疏远的边界处，两侧乡镇的经济状况就应当有显著的差异，但这与本文的结论相悖。实证结果表明，边界处即使方言距离很远，两侧的经济增长差异依然很小，几乎没有差异，因此断点的不显著最主要的原因不是因为往来更便利而缩小了差距，“增长溢出”这条机制并不存在，而真的是因为政府不重视或忽略了边界处经济的发展，才导致边界处发展普遍都差。

六、结论

本文利用 1992-2013 年乡镇级别的夜间灯光数据，结合地理断点回归的方法对省界两侧经济增长与发展的差异进行了分析。结果发现，省界两侧的乡镇在地理地形特征、方言文化上并不存在明显的差距。在经济绩效的差异上，第一，平均而言，1993-2013 年 20 年间，省界附近乡镇间不存在的经济增长断点。第二，就 2013 年经济发展水平而言，边界两侧的乡镇的断点也不显著。第三，边界处乡镇即使位于制度更好的省份，也没有表现出更快的经济增长和更高的经济发展水平，边界两侧乡镇的经济状况一样差。这些结果通过各种稳健性检验后依然成立。此外，我们还进一步说明了省份经济增长在边界处不存在断点的机制，一方面可能是因为省份的增长红利无法触及到省的边界地区；另一方面，省份间差距不显著并非是因为增长红利的无差别溢出弥补的。

上述研究结果强调了省份边界附近地区经济增长水平一致较差的事实，无论省份总体经济发展状况如何，省份经济增长的红利都难以触及边界地区，因此如何进一步关注边界地区经济的发展状况，促进省份经济发展的平衡，提升总体福利值得进一步关注。

参考文献:

- [1] Dell, Melissa. "The Persistent Effects of Peru's Mining Mita." *Econometrica*, vol. 78, no. 6, 2010, pp. 1863–1903.
- [2] Egger, Peter H., et al. "Municipal Mergers and Economic Activity: Evidence from Germany." 2016 ZEW Public Finance Conference, 2016.
- [3] Gao, Xiang, and Cheryl Xiaoning Long. "Cultural Border, Administrative Border, and Regional Economic Development: Evidence from Chinese Cities." *China Economic Review*, vol. 31, 2014, pp. 247–264.
- [4] Maxim L. Pinkovskiy, 2017. "Growth discontinuities at borders," *Journal of Economic Growth*, Springer, vol. 22(2), pages 145-192, June.
- [5] Michalopoulos S , Papaioannou E . National Institutions and Subnational Development in Africa[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2013, 129(1):151-213.
- [6] Michalopoulos, Stelios, and Elias Papaioannou. "Spatial Patterns of Development: A Meso Approach." *Annual Review of Economics*, vol. 10, no. 1, 2018, pp. 383–410.
- [7] S Wang, Z Wang, The Environmental and Economic Consequences of Internalizing Border Spillovers, 2020, working paper
- [8] Shuhei Kitamura, Nils-Petter Lagerlöf, Geography and State Fragmentation, *Journal of the European Economic Association*, , jvz032
- [9] Sng, Tuan Hwee, et al. "Are China's Provincial Boundaries Misaligned?" *Applied Geography*, vol. 98, 2018, pp. 52–65.
- [10] Stelios Michalopoulos, Elias Papaioannou, National Institutions and Subnational Development in Africa , *The Quarterly Journal of Economics*, Volume 129, Issue 1, February 2014, Pages 151–213
- [11] 范庆泉,周县华,张同斌.动态环境税外部性、污染累积路径与长期经济增长——兼论环境税的开征时点选择问题[J].*经济研究*,2016,51(08):116-128.
- [12] 黄新飞,陈珊珊,李腾.价格差异、市场分割与边界效应——基于长三角 15 个城市的实证研究[J].*经济研究*,2014,49(12):18-32.
- [13] 黄滢,刘庆,王敏.地方政府的环境治理决策:基于 SO₂ 减排的面板数据分析[J].*世界经济*,2016,39(12):166-188.
- [14] 贾俊雪,张晓颖,宁静.多维晋升激励对地方政府举债行为的影响[J].*中国工业经济*,2017(07):5-23.
- [15] 李亚玲,汪戎.人力资本分布结构与区域经济差距——一项基于中国各地区人力资本基尼系数的实证研究[J].*管理世界*,2006(12):42-49.
- [16] 林江,孙辉,黄亮雄.财政分权、晋升激励和地方政府义务教育供给[J].*财贸经济*,2011(01):34-40.
- [17] 林江,孙辉,黄亮雄.财政分权、晋升激励和地方政府义务教育供给[J].*财贸经济*,2011(01):34-40.
- [18] 刘毓芸、徐现祥、肖泽凯,《劳动力跨方言流动的倒 U 型模式》,《经济研究》, 2015, 50(10): 134-146。
- [19] 陆铭.城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来[J].*经济学(季刊)*,2017,16(04):1499-1532.
- [20] 马理,黎妮,马欣怡.破解胡焕庸线魔咒实现共同富裕[J].*财政研究*,2018(09):48-64.
- [21] 倪鹏飞,刘伟,黄斯赫.证券市场、资本空间配置与区域经济协调发展——基于空间经济学的研究视角[J].*经济研究*,2014,49(05):121-132.
- [22] 宋马林,金培振.地方保护、资源错配与环境福利绩效[J].*经济研究*,2016,51(12):47-61.
- [23] 孙伟增,张晓楠,郑思齐.空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究

- [J].经济研究,2019,54(11):102-117.
- [24] 田文佳,余靖雯,龚六堂.晋升激励与工业用地出让价格——基于断点回归方法的研究[J].经济研究,2019,54(10):89-105.
- [25] 吴敏,周黎安.晋升激励与城市建设:公共品可视性的视角[J].经济研究,2018,53(12):97-111.
- [26] 许敬轩,王小龙,何振.多维绩效考核、中国式政府竞争与地方税收征管[J].经济研究,2019,54(04):33-48.
- [27] 姚毓春,范欣,张舒婷.资源富集地区:资源禀赋与区域经济增长[J].管理世界,2014(07):172-173.
- [28] 张莉,王贤彬,徐现祥.财政激励、晋升激励与地方官员的土地出让行为[J].中国工业经济,2011(04):35-43.
- [29] 张莉,王贤彬,徐现祥.财政激励、晋升激励与地方官员的土地出让行为[J].中国工业经济,2011(04):35-43.