

参赛学生姓名：陈昕冉

中学：中国人民大学附属中学

省份：北京

国家/地区：中国

指导老师姓名：王艺平、聂方义

指导老师单位：中国人民大学附属中学、中
国地方铁路协会专用线委员会

论文题目：高铁开通对县域经济增长的动态
效应研究——来自卫星夜间灯光数据的证据

高铁开通对县域经济增长的动态效应研究

——来自卫星夜间灯光数据的证据

陈昕冉

摘要： 高速铁路网络向地级市的快速延伸正在重塑中国县域经济的空间格局，但高铁开通究竟给县域带来“红利”还是“虹吸”，既有研究结论分歧明显。本研究基于 2005—2020 年全国 2,215 个县级行政区的面板数据，采用 2005—2020 年长时序夜间灯光面板数据度量县域经济活力，以多期双重差分法识别高铁开通的因果影响。考虑到高铁分批开通可能造成传统估计量的对照组污染，本文以 Callaway 和 Sant’Anna（2021）的估计量（以下简称 CS 估计量）作为主要识别框架，并同时报告“本县设站”与“地级市接入”两个口径的结果。研究发现：第一，在本县设站口径下，开通前处理县与对照县的灯光趋势平行，识别假设成立，设站的平均处理效应为 6.5%，但统计上不显著，动态分解显示效应在开通后呈渐进而平缓的上行趋势；第二，在地级市接入口径下，平均效应为 26.5%且统计显著，但开通前各年系数显著为负并单调收敛，平行趋势假设不成立，该效应不宜作因果解释，更可能反映高铁布局对此前相对走弱地区的政策瞄准；第三，传统双向固定效应模型在两个口径下均给出显著为负的系数，与 CS 估计结果方向相反，说明对照组污染足以翻转结论方向；第四，以灯光总和为被解释变量时，两个口径的效应均不显著；第五，异质性分析显示，设站效应在农业占比高的县显著为正（16.7%），而在高活力县不显著甚至为负。研究表明，高铁对县域的平均效应远比既有文献宣称的更不确定，效应的方向与大小高度依赖处理口径与识别框架；高铁红利并非普惠，更可能流向具备要素成本优势的外围县。政策上，县域不宜将设站本身等同于发展机遇，农业占比高、要素成本较低的县可围绕农产品加工、冷链物流、乡村旅游等可承接产业提前布局；评估高铁项目效益时，应把事前趋势检验作为结论可信度的前提。

关键词： 高速铁路；县域经济活力；卫星夜间灯光；网络接入效应；多期双重差分法

目录

高铁开通对县域经济增长的动态效应研究	2
——来自卫星夜间灯光数据的证据	2
一、引言	5
二、文献综述	7
（一）高铁经济效益：从站点效应到网络外部性	7
（二）夜间灯光数据的应用	8
（三）既有研究的空白与本文定位	9
（四）理论框架：网络接入、中心—外围结构与要素禀赋	9
三、研究设计	11
（一）样本与数据来源	11
（二）核心变量的构建	12
（三）模型设定	13
四、实证结果与分析	14
（一）描述性统计分析	14
（二）基准结果	15
（三）动态效应与事前趋势	15
（四）处理口径与估计量的敏感性分析	16
（五）稳健性检验	16
（六）异质性分析：农业县显著获益	17
五、结论与政策建议	18
（一）主要结论	18
（二）政策建议	19
（三）研究局限与未来展望	19
参考文献	21

2026 S.-T. Yau High School Science Award
仅用于2026丘成桐中学科学奖论文公示

一、引言

高速铁路作为现代交通体系的骨干，其网络的快速扩张正在深刻重塑中国区域经济地理格局。自 2008 年首条高铁通车以来，中国已建成全球规模最大的高速铁路网络，截至 2025 年底运营里程超过 5 万公里。近年来，高铁站点布局逐步从省会城市向地级市和普通县市延伸，越来越多的县域被纳入高铁网络的服务范围。

《“十四五”现代综合交通运输体系发展规划》明确提出，要进一步扩大高铁覆盖范围，推动更多县城进入高铁时代。以本文样本为例，2005—2020 年间，全国 326 个地级行政区中有 245 个开通了高铁；在县级层面，样本覆盖的 2,215 个县中有 596 个县境内设有高铁站，约占样本县总数的 27%，涉及的高铁站点记录达 834 条，高铁对县域的触达已从个别现象变为普遍现象。这一趋势使得高铁对县域经济增长的影响成为学术界和政策界共同关注的焦点。

县域经济在中国经济版图中占有特殊位置。全国两千多个县级行政区承载了大部分人口和相当份额的经济总量，县域的兴衰直接关系到城乡协调发展和共同富裕目标的实现。对许多县来说，通高铁被视为难得的发展机遇，不少地方围绕高铁站专门规划建设新区，希望借助交通优势吸引产业、人口和投资，实现“以站兴城”。地方政府对高铁设站的争取往往不遗余力，背后正是“通了高铁就能发展”的普遍预期。这一预期是否成立，不仅影响单个县的财政投资决策，也影响国家层面高铁网络布局的效益评估。

关于高铁的经济效应，现有研究仍存在两个核心问题亟待回答。第一个问题是方向问题：高铁给县域带来的究竟是红利还是虹吸？新经济地理学的中心—外围理论对此有明确判断：交通便利是双向的，运输成本下降既可能让外围县承接核心城市的产业扩散，也可能强化核心城市对流动性要素的集聚（颜银根等，2020），交通便利是双向的——高铁在把外部资源带进来的同时，也让本地的劳动力、资金和消费更容易流出去。如果一个县本身缺乏有竞争力的产业和公共服务，高铁开通后，本地居民去大城市就业、就医、购物、上学反而更方便，县域经济可能因此面临要素净流出。高铁对一个县的净影响究竟是正还是负，单凭直觉无法回答，需要用数据检验。第二个问题是空间维度上的网络接入问题。大量县域本身并未设站，

其经济活力是否以及如何通过所属地级市接入高铁网络而受到影响？设站县与未设站县的命运是否存在显著差异？回答这些问题，对于科学评估高铁项目的综合效益、制定差异化的县域配套政策具有关键意义。

从现实背景看，讨论这一问题还有一层紧迫性。近年来，许多县域的常住人口持续减少，劳动力向省会和沿海城市集中的趋势明显。高铁开通究竟是遏制这一趋势的契机，还是加速这一趋势的推手，直接关系到县域发展的政策取向，也关系到“以站兴城”热潮中大量新区建设的成败。

为回答上述问题，本研究利用 2005 年至 2020 年的全国县级面板数据，基于 2005—2020 年长时序夜间灯光面板数据构建县域经济活力指标，将高铁开通视为一项准自然实验，采用多期双重差分法识别其因果影响。考虑到高铁是逐年分批开通的，传统的双向固定效应模型在这种“渐进处理”情形下会把已开通的县当作对照组，从而产生估计偏误（Goodman-Bacon, 2021; Callaway & Sant'Anna, 2021），本文以 Callaway 和 Sant'Anna（2021）提出的估计量作为主要识别框架，并将传统模型的结果作为对照一并报告。在处理变量的设定上，本文同时构造“本县设站”与“地级市接入”两个口径，分别对应“站点效应”与“网络接入效应”的理论区分，避免以往研究中两种口径混用的问题。进一步地，本文从初始经济活力和产业结构两个维度开展异质性分析，考察高铁效应在不同县域间的差异。

本研究的边际贡献体现在三个方面。第一，在识别策略上，以异质性稳健的 CS 估计量为主要框架，并列报告两个处理口径的结果及其事前趋势检验，明确区分“可因果解释”与“不可因果解释”的估计，为评估既有文献的分歧提供了方法视角。第二，在研究内容上，发现高铁设站效应在农业占比高的县显著为正，为“红利流向具备特定要素禀赋的外围地区”的理论预测提供了县级证据。第三，在数据方法上，采用 2005—2020 年长时序灯光面板，该数据在传感器衔接处的亮度变化与高铁开通时点无关，并按县级行政区划代码精确合并经济数据，匹配损耗率仅为 0.14%，为县域尺度经济活动的测度提供了可靠的数据基础。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分为文献综述与理论框架，第三部分介绍研究设计，第四部分报告实证结果并进行分析，第五部分总结全文并提出政策建议。

二、文献综述

（一）高铁经济效益：从站点效应到网络外部性

关于高铁对区域经济增长的影响，学术界形成了两种主要观点，但多数研究隐含一个共同前提：将高铁的经济影响等同于“站点效应”，即高铁站周边特定范围内的局部经济拉动。第一种观点强调高铁通过降低运输成本、促进市场整合和加速要素流动，显著提升了沿线地区的经济绩效。Zheng 和 Kahn（2013）发现，中国高铁网络的建设有效促进了区域市场一体化，缓解了大城市过度集聚带来的成本压力，其背后是高铁作为网络基础设施带来的空间外部性——即使对于未直接设站的地区，只要接入高铁网络，也能通过公路接驳、物流网络与劳动力流动分享市场扩张红利。张俊（2017）利用卫星灯光数据研究发现，高铁建设显著促进了县域经济增长，且这一效应在东部地区更为明显。Liang 等（2020）进一步聚焦欠发达地区，发现高铁对经济基础薄弱区域同样具有显著的推动作用，但其效应释放需要更长时间。在产业结构层面，许丽萍等（2023）的研究表明，高铁建设显著促进了制造业与生产性服务业的协同集聚，揭示了高铁通过产业关联效应影响区域经济的微观机制；孙伟增等（2022）等也发现高铁建设显著推动了沿线地区的产业结构升级。从运输方式竞争的视角，D'Alfonso 等（2015）评估了高铁与航空竞争对运输资源配置效率的影响[8]。

第二种观点则强调高铁可能产生“集聚阴影”效应。Li, Wu 等（2020）采用合成控制法发现，高铁的经济效应存在显著的区域差距：高铁对经济发展水平高且增长快的城市有显著正向效应，而对面临经济负增长的城市则产生负向效应。陈美招等（2021）的研究也表明，高铁开通虽然提升了沿线城镇的经济活动，但中心与外围的分化趋势有所加剧。Chen 和 Haynes（2017）从区域经济差异角度指出，高铁对区域经济的积极效应因地区而异，部分地区的受益并不明显。聚焦到县域层面，丁潇潇等（2023）以成渝地区双城经济圈为研究对象，利用夜间灯光数据发现，高铁开通后一年内对经济社会发展相对落后的县级城市具有显著的负面影响，而对发展较好的县级城市影响不显著，为理解高铁效应的县域异质性提供了来自特定区域的证据。

上述研究大多隐含“站点效应”假设，即经济影响随距离高铁站的远近而衰减。然而，高铁本质上是一种网络型基础设施，其经济效应不仅取决于本地是否设站，还取决于区域整体是否被纳入高铁网络所重塑的市场空间（Zheng & Kahn, 2013）。近期的空间计量研究也表明，接入高铁网络本身的本地经济效应是可以被单独识别的（Zhang & Gibson, 2025）。对于大量未设站但所属地级市已接入高铁网络的县域而言，其经济活力是否受到影响、影响方向如何，现有文献尚未给出基于全国样本的系统性因果证据。本文通过同时构造“本县设站”与“地级市接入”两个处理口径，直接回应这一空白。

（二）夜间灯光数据的应用

卫星夜间灯光数据已被广泛证明是测度区域经济活动的可靠代理变量。Henderson 等（2012）的研究表明，夜间灯光亮度与地区生产总值高度相关，尤其适用于发展中国家的次国家级研究。相比于传统统计数据，夜间灯光数据具有客观、连续、可比性强等优势，能够有效克服县域层面统计数据质量参差不齐、行政区划频繁调整的问题。Li, Zhou 等（2020）利用 DMSP-OLS 和 NPP-VIIRS 两代灯光数据构建了 1992—2018 年全球协调灯光数据集，其跨传感器校准方法为长时序灯光面板的构建提供了技术基础；Chi 和 Han（2023）在县级层面使用灯光数据评估高铁的经济效应，证明了这一数据方案在县域研究中的适用性。

跨传感器校准是灯光数据应用中最容易被忽视的技术环节。早期 DMSP-OLS 数据止于 2013 年前后，NPP-VIIRS 数据从 2012 年开始，两者传感器特性不同，亮度量纲不可直接比较；而中国高铁的大规模开通恰好集中在这一时期前后，如果自行拼接两代数据，校准产生的亮度断点容易落在高铁集中开通的时点附近，从而把校准误差误认为高铁效应。本文采用的 2005—2020 年长时序灯光面板已完成一致性处理；本文进一步检验发现，该数据在 2012—2013 年衔接处的亮度变化幅度与县域亮度水平成比例，但与高铁开通时点无关——2012—2014 年间开通高铁的地级市下辖县与其他县的平均亮度跳变几乎相同（95.4 对 97.9）。这意味着数据中的衔接痕迹不会系统性地混入高铁效应的估计，从数据源头保障了识别的干净。

（三）既有研究的空白与本文定位

现有研究存在以下不足。在研究层级上，对县域单元的关注不足，多数研究聚焦于地级市及以上层级。在识别策略上，多数研究仍采用双向固定效应模型，较少使用 Callaway 和 Sant'Anna（2021）的估计量等异质性稳健方法，在高铁逐年分批开通的背景下可能产生系统性偏误。在识别假设的检验上，相当部分研究虽然报告了事件研究图，但对开通前系数显著不为零的情形讨论相对不足——事前趋势不成立时，事后系数无论多大都不能作因果解释。在效应边界上，现有文献普遍聚焦“站点效应”，对县域通过所属地级市接入高铁网络所产生的“网络接入效应”关注不足，且少有研究在同一框架下对两种口径进行对照并检验各自的识别假设。

本研究旨在填补上述空白。通过采用 2005—2020 年长时序灯光面板、以 CS 估计量为主要识别框架、并列报告设站与网络接入两种口径、并对每个口径分别检验平行趋势假设，本研究将系统评估高铁开通对县域经济活力的影响中，哪些结论经得起识别假设的检验，哪些不能。

（四）理论框架：网络接入、中心—外围结构与要素禀赋

本文的实证分析建立在新经济地理学（NEG）关于交通基础设施与空间均衡的理论基础之上。颜银根等（2020）基于新经济地理学理论，构建了包含地区特定要素的空间一般均衡模型，系统分析了高铁开通对边缘地区经济发展的影响机制。该研究指出，高铁通过降低运输成本同时产生两种相反的力量：集聚力（向心力）促使流动性生产要素向中心城市集中，形成“集聚阴影”；而扩散力（离心力）则使边缘地区凭借特定要素禀赋承接产业扩散。两种力量的相对强弱决定了边缘地区是“崛起”还是“衰落”，其临界条件取决于边缘地区的相对规模、非农产业基础及与核心城市的地理距离。这一理论框架直接表明，高铁的经济效应具有显著的条件依赖性——并非所有边缘地区都能自动受益于交通改善，只有具备特定要素禀赋的区域才能将“网络接入”转化为“发展动能”。

在国际经验方面，Pokharel 等（2021）基于 NEG 理论对尼泊尔交通基础设施的研究证实，运输成本下降是塑造国家内部“中心—外围”格局的核心驱动力，基础设施质量改善通过改变市场可达性，持续重塑城市体系的层级结构。Reggiani 和 Ortiz-Moya（2022）对日本新干线向北部外围地区延伸的研究则发现，高铁接入并

未自动逆转外围城市的收缩趋势，而是重塑了既有的资源分配轨迹与产业路径，这进一步说明网络接入效应存在复杂的动态调整过程，而非简单的线性促进。

基于上述理论，本文将高铁影响县域经济的渠道归纳为方向相反的两类。正向渠道（红利机制）包括：第一，市场准入扩大，企业产品可以更快捷地运往外地市场，县域的比较优势产业获得更大的市场空间；第二，投资与建设拉动，设站本身带来站点、路网和新区的大规模建设，直接拉动本地建筑、房地产和相关服务业；第三，成本优势承接，外围县土地和劳动力成本较低，运输成本下降后更有可能承接核心城市外溢的产业与功能。负向渠道（虹吸机制）包括：第一，劳动力外流，高铁降低了迁移和通勤成本，年轻人和高技能劳动力更容易前往核心城市就业；第二，消费外流，本地居民前往大城市购物、就医、就学更加便利，原本留在县内的消费随之外流；第三，资本与产业转移，高铁强化了核心城市的区位优势，外围县在招商引资中处于更不利的位置。

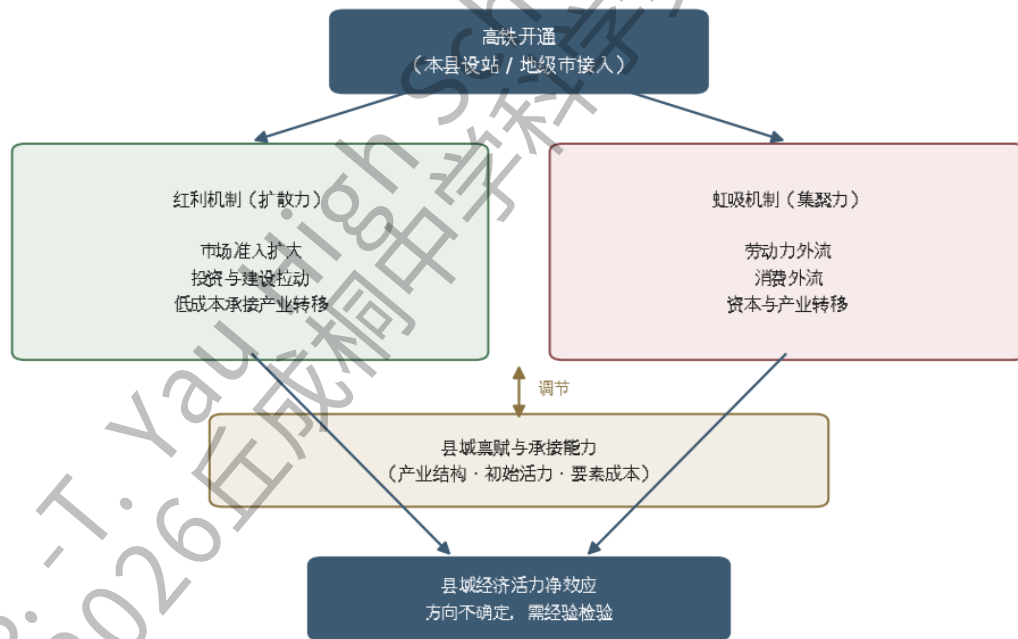


图1 理论分析框架：高铁影响县域经济活力的双渠道机制

两类渠道的相对强弱决定了高铁对县域的净效应，而这在很大程度上取决于县域自身的禀赋与承接能力。据此，本文提出两个待检验的经验命题：其一，高铁开通对县域经济活力的净效应方向不确定，红利与虹吸何者占优需要数据回答；其

二，高铁效应应随县域禀赋而异——要素成本较低、承接空间较大的县更可能获益，而已接近发展稳态的县获益空间有限。后文的实证结果与这两个命题基本吻合：设站的平均效应在统计上不能确认，但效应在农业占比高的县显著为正，在高活力县则不显著，方向与理论预期一致。

三、研究设计

（一）样本与数据来源

本研究整合三类数据，构建 2005—2020 年的县级面板数据集。样本区间的选择由数据可得性与研究需要共同决定：起点取 2005 年，一是因为中国首批高铁 2008 年才开通运营，从 2005 年起可为各开通队列保留充足的事前观测窗口，二是因为县级经济统计数据在 2005 年以后口径更完整、可比性更好；终点取 2020 年，是因为本文使用的长时序灯光面板目前最新可得年份为 2020 年，样本区间即为该数据源能支持的最新区间。这一期间既覆盖了高铁大规模建设之前的经济活动状况，也包含了高铁网络向县域快速延伸的主要过程。

县域经济活力数据采用 2005—2020 年中国各区县夜间灯光面板数据的县级年度统计量，包括灯光亮度均值与总和。该数据以 DMSP-OLS 与 NPP-VIIRS 两代卫星传感器的夜间灯光观测为基础，经跨传感器一致性矫正后按县级行政区汇总形成，覆盖 1984—2020 年，本文截取 2005—2020 年部分。如文献综述部分所述，经本文检验，其在传感器衔接年份的亮度变化与高铁开通时点无关，避免了校准断点混入处理效应的风险。均值刻画单位面积的经济活动强度（密度），总和刻画县域灯光的整体规模（总量）。数据以县级行政区划代码标识，与经济数据按代码精确合并，匹配损耗率仅为 0.14%。选择灯光数据而非地区生产总值作为经济活力的度量，主要基于三点考虑：第一，县级 GDP 统计受行政区划调整和统计口径变化的影响较大，跨年可比性较弱，而灯光数据是客观的物理观测，不受口径调整干扰；第二，灯光亮度与经济活动的相关性已在大量研究中得到验证（Henderson et al., 2012），在县级尺度上已被证明是可靠的经济代理指标（张俊，2017）；第三，本文的研究窗口长达十六年，需要口径一致的长序列数据，该灯光面板恰好满足这一要求。

县域经济数据。取自中国县域数据库，包括地区生产总值、第一产业增加值、地方财政一般预算支出、金融机构贷款余额、城乡居民储蓄存款余额等指标。

高铁开通数据。整理 2003—2021 年全国县级行政区高铁站点开通记录，共涉及 245 个地级市、834 个站点记录。需要说明该数据区间与样本区间的对应关系：开通记录（2003—2021 年）略宽于样本窗口（2005—2020 年），其作用是完整识别每个县的开通年份——窗口内开通的县构成各处理队列，2021 年才开通的县在样本期内始终处于未处理状态，与从未开通的县一同构成对照组。据此构造两个处理变量：本县设站（口径 A，县境内最早开通高铁站的年份）和地级市接入（口径 B，所属地级市最早开通高铁的年份），分别用于识别设站本身的效应和接入高铁网络的间接效应。两个口径的分野正好对应“站点效应”与“网络效应”的理论区分：前者只覆盖境内有站的县（样本内 596 个），后者覆盖高铁地级市下辖的所有县。

最终样本为 33,906 个县—年观测，覆盖 2,215 个县级行政区和 326 个地级行政区。在数据合并过程中，本文对每一步的匹配损耗进行了完整核算：经济数据与灯光数据按行政区划代码合并后，因代码无法对应的损耗率仅为 0.14%；剔除关键变量缺失的观测后，保留率为 76.6%。

（二）核心变量的构建

1. 被解释变量：县域经济活力。主规格采用灯光亮度均值加 1 取自然对数（ $\ln_light$ ），度量县域经济密度；稳健性检验使用灯光总和的对数，度量县域经济总量。

2. 核心解释变量：高铁开通处理变量。对两个口径分别生成处理虚拟变量：若某县某年份已达到或超过其高铁开通年份（口径 A 为本县设站年份，口径 B 为所属地级市开通年份），则赋值为 1，否则为 0。需要说明的是，口径 B 将地级市进入高铁网络视为县域“接入”高铁网络的代理变量，其合理性在于：高铁作为网络型基础设施，经济效应不仅源于站点周边的局部可达性，更源于所属城市整体接入全国高铁网络后的市场一体化与要素流动改善（Zheng & Kahn, 2013）；即使高铁站未直接设于县境，县域居民与企业仍可通过城际交通接驳接入高铁网络。

3. 控制变量。选取三个反映县域经济体量与宏观经济环境的时变特征作为控制变量：地方一般公共预算支出、年末金融机构各项贷款余额、城乡居民储蓄存款

余额，均取自然对数。需要指出的是，上述变量在严格意义上可能部分受到高铁开通的影响，属于“后处理变量”。本文将其作为时变宏观经济吸收变量纳入模型，主要目的是控制全国层面经济周期与县域经济规模对灯光亮度的共同冲击；这一设定可能使估计趋向保守，即低估高铁效应的绝对幅度。

4. 异质性分组变量。初始经济活力分组以各县 2005—2007 年（均早于各地高铁开通）灯光均值的中位数为界，将样本划分为高活力组与低活力组；产业结构分组以同期第一产业增加值占比的中位数为界，划分为农业占比高组与低组。基期取值避免了分组变量本身受高铁影响的问题，中位数分组则保证了两组样本量大致均衡。

（三）模型设定

基准模型：多期双重差分法。为识别高铁开通对县域经济活力的平均处理效应，设定如下双向固定效应（TWFE）模型：

$$\ln_light(it) = \alpha + \beta \cdot Post(it) + \gamma \cdot X(it) + \mu(i) + \lambda(t) + \varepsilon(it)$$

其中，下标 i 和 t 分别表示县域和年份； $Post$ 为高铁开通处理变量； X 为控制变量向量； $\mu(i)$ 为县域固定效应，控制不随时间变化的县域固有特征； $\lambda(t)$ 为年份固定效应，控制全国层面的宏观冲击。标准误聚类到地级市层面，以缓解组内相关问题。

主要识别框架：CS 估计量。双重差分的核心识别假设是平行趋势：如果没有高铁开通，处理县与对照县的灯光变化趋势应当一致。但由于各县开通高铁的年份不同（渐进式处理），上述 TWFE 模型在估计时会不自觉地把“已开通高铁的县”当作对照组，如果这些县本身的活力在变化，比较结果就会被污染，产生方向不定的偏误（Goodman-Bacon, 2021）。为此，本文以 Callaway 和 Sant’Anna 提出的估计量（简称 CS 估计量）作为主要识别工具：它先对每个开通年份的县队列分别估计处理效应，再加权汇总，对照组严格限定为从未开通高铁的县，估计采用双重稳健方法，标准误由地级市层面的聚类自助法（bootstrap）得到。

动态效应与事前趋势检验。在 CS 框架下，本文进一步将处理效应按“距开通的年数”分解，观察动态路径并直接检验事前趋势：若开通前各年系数接近于零，则支持平行趋势假设，平均效应可作因果解释；若开通前系数显著不为零，则平行

趋势不成立，事后系数无论多大都不能归因于高铁。本文将这一检验作为判断估计可信度的前提，两个口径分别接受检验。在事件研究法的应用上，吉赞和杨青（2020）利用该方法考察了高铁开通对企业创新的动态影响，为本文刻画县域经济活力的逐年处理效应提供了方法论借鉴。

异质性分析。分样本回归。分别按初始经济活力和产业结构将全样本划分为两个子样本，对每个子样本独立估计CS模型，通过比较组间效应的大小和显著性揭示异质性规律。

四、实证结果与分析

（一）描述性统计分析

表1报告了主要变量的描述性统计结果。全样本共包含33,906条县—年观测。灯光均值对数的均值为5.516，标准差为1.430，表明不同县域之间的经济活力存在较大差异。地级市接入口径的处理变量均值为0.340，表明约三分之一的观测处于所属地级市接入高铁网络之后的时期；本县设站口径的处理变量均值为0.090，即有站的县—年观测约占9%。各控制变量的分布均处于合理范围之内，未出现明显异常值。

表1 主要变量描述性统计（N=33,906）

变量	含义	均值	标准差	最小值	最大值
ln_light	灯光均值对数	5.516	1.430	0.701	8.732
Post（地级市接入）	处理虚拟变量	0.340	0.474	0.000	1.000
Post（本县设站）	处理虚拟变量	0.090	0.286	0.000	1.000
ln_gov	财政支出对数	11.910	1.006	6.282	15.235
ln_loan	贷款余额对数	12.828	1.532	1.386	18.429
ln_dep	储蓄余额对数	13.030	1.451	1.792	17.298
agri_share	第一产业占比	0.215	0.124	0.000	0.889

从原始均值看，设站县处理后的灯光均值（970.1）明显高于其他县—年观测（481.9），说明设站县本身经济基础较好，高铁设站存在明显的选择性。这一原

始差异不能直接解释为高铁的效应，正是需要使用双重差分方法控制固有差异的原因。

（二）基准结果

表 2 报告了基准估计结果，两个处理口径、两种估计方法并列。

表 2 基准估计结果（被解释变量：灯光均值对数，N=33,906）

估计方法	口径 A：本县设站	口径 B：地级市接入
CS 估计量（主规格）	0.0654 [-0.0089, 0.1396]	0.2647*** [0.1445, 0.3849]
TWFE 模型（对照参考）	-0.0386*** (t=-2.76)	-0.0502*** (t=-3.92)

注：***表示 1%显著性水平；方括号内为 95%置信区间。

有两点结果需要说明。第一，CS 主规格下，设站口径的平均效应为 0.0654，95%置信区间跨过零，统计上不显著——仅凭这一结果，既不能确认“设站带来红利”，也不能确认“设站导致下滑”；地级市接入口径的效应为 0.2647，幅度较大且统计显著。第二，传统 TWFE 模型在两个口径下均给出显著为负的系数（-0.0386 和 -0.0502），与 CS 估计方向相反。同一批数据，仅因对照组构成不同，结论方向完全翻转：TWFE 让先开通的县为后开通的县当对照，比较被污染；CS 估计量只用从未开通高铁的县做对照，比较才满足识别假设的要求。这一对照说明，在渐进处理情形下，估计量的选择直接影响结论的方向。但是，CS 估计量只解决了“和谁比”的问题，不能替代对平行趋势假设本身的检验。下一节的动态分解将表明，两个口径的估计可信度并不相同。

（三）动态效应与事前趋势

将处理效应按距开通的年数分解后，两个口径呈现出不同的形态。

口径 A（本县设站）：平行趋势成立，效应渐进而平缓。开通前各年（ $k=-6$ 至 $k=-2$ ）的系数分别为 -0.0213、-0.0095、-0.0124、-0.0091、+0.0000，全部接近零且统计上不显著，平行趋势假设得到满足——设站县在开通前与从未开通县的变化轨迹基本一致，满足可比性要求。开通后系数逐年平缓上行：开通当年 0.0122，第 3 年 0.0666，第 5 年 0.0947，到第 8 年 0.1627。虽然各年系数单独看大多不显著（后段置信区间较宽），但整体呈现持续、单调的上行形态，与平均效应 0.0654 的点估计方向一致。这一形态提示，设站的正向作用如果存在，也是渐进释放的，而非开通当年的一次性跳升；限于统计精度，本文对其幅度不作更具体的断言。

口径 B（地级市接入）：事前趋势显著，效应不宜作因果解释。开通前各年系数为-0.4077（ $k=-6$ ）、-0.3303（ $k=-5$ ）、-0.2455（ $k=-4$ ）、-0.1268（ $k=-3$ ）、-0.0757（ $k=-2$ ），全部显著为负，且从远到近单调收敛于零；开通后系数则逐年转正并递增，第 8 年达到 0.4160。从形态上看，系数由开通前的显著负值单调收敛至零，再于开通后逐年转正并增大，这一形态不满足平行趋势假设：即将接入高铁网络的地级市下辖县，在开通前五六年已系统性地相对走弱，且处于逐步收敛的轨道上。在这种情形下，开通后系数的上升至少有相当部分是开通前趋势的延续，而非高铁的因果效应。一种可能的解释是政策瞄准与均值回复：高铁线路在规划时可能优先接入此前经济相对走弱的地级市，而这些地区本身已处于回升阶段。因此，口径 B 为 0.281 的平均效应不宜作为网络接入效应的证据。本文报告这一结果，旨在说明事前趋势检验对结论可信度的影响：既有文献中部分幅度较大的正向估计，可能也与未通过事前检验的形态有关。

（四）处理口径与估计量的敏感性分析

以灯光总和（县域灯光整体规模）为被解释变量重新估计，两个口径的 CS 效应均不显著：口径 A 为 0.0183（95%置信区间[-0.0506, 0.0872]）；口径 B 为 0.0444（95%置信区间[-0.505, 0.1393]）显著。总和与均值结果的对照说明：口径 B 在均值口径下的显著正效应并未伴随灯光总规模的同步扩张，这进一步削弱了对该效应作“真实经济增长”解释的分量；而口径 A 下均值与总和的点估计同为正、幅度相近且均不显著，形态上无矛盾。

综合基准与动态结果，本文对两个口径给出不同的定性结论：设站口径的识别假设成立但效应不确定（点估计为正、统计上不显著、动态上渐进上行）；网络接入口径的估计不满足识别假设，其表面上的大幅正效应不可作因果解释。这一对比也回答了文献综述中提到的分歧——“红利说”与“集聚阴影说”的争议，相当程度上可能源于不同研究使用了不同的处理口径、估计量和对照组，而非数据或时代的差异。

（五）稳健性检验

本文从三个方面检验基准结论的稳健性，结果汇总于表 3。

更换对照组。将对照组从“从未通高铁的县”换为“尚未通高铁的县”，口径 A 效应为 0.0672（95%置信区间[0.0028, 0.1316]），在更换对照组后转为显著，设站口径的正向效应具有一定稳健性；口径 B 为 0.1922（95%置信区间[0.0876, 0.2969]），仍显著为正，但前文已说明该口径不满足平行趋势，此处结果同样不能作因果解释。

剔除疫情年份。2020 年新冠疫情对人口流动和夜间灯光造成特殊冲击。将样本截至 2019 年重新估计，口径 A 效应为 0.0677（95%置信区间[-0.0097, 0.1451]），与基准完全相同，说明设站口径的结果不是疫情年份的产物；口径 B 为 0.2352（95%置信区间[0.1119, 0.3584]），与基准接近。

更换被解释变量。如第（四）节所述，灯光总和口径下两个口径的效应均不显著。

表 3 稳健性检验汇总

检验	口径 A：本县设站	口径 B：地级市接入
基准结果（从未处理对照）	0.0654 [-0.0089, 0.1396]	0.2647*** [0.1445, 0.3849]
更换对照组（尚未处理）	0.0672 [0.0028, 0.1316]	0.1922*** [0.0876, 0.2969]
剔除疫情年份（截至 2019）	0.0677 [-0.0097, 0.1451]	0.2352*** [0.1119, 0.3584]
被解释变量：灯光总和	0.0183 [-0.0506, 0.0872]	0.0444 [-0.0505, 0.1393]

注：***表示 1%显著性水平；方括号内为 95%置信区间。

综合来看，口径 A 的点估计在三种设定下高度稳定（0.0654 至 0.0677），方向一致为正，但置信区间始终跨过零——稳定性解决的是“结果是否脆弱”的问题，不能替代统计显著性。综合来看，设站对县域经济密度的平均影响方向为正、幅度有限、统计上不能确认。

（六）异质性分析：农业县显著获益

按基期（2005—2007 年）灯光均值和第一产业占比的中位数分组，对口径 A 分别估计，结果呈现清晰的分化模式。

从产业结构看，农业占比高组的设站效应为 0.1666（95%置信区间[0.0145, 0.3186]），在 5%水平上显著为正；农业占比低组为 0.0892（95%置信区间[0.0088, 0.1695]），同样显著为正，但幅度明显更小。两组均显著为正而农业县幅度更

大，说明高铁设站的正向作用并非集中在工业化程度高的县，反而更偏向传统农业县。这与新经济地理学中“地区特定要素”框架的预测一致（颜银根等，2020）：农业占比高的县土地和劳动力成本较低、承接空间较大，运输成本下降后更可能承接核心城市外溢的功能（如农产品加工、冷链物流、乡村旅游），把通道优势转化为本地活力。

从初始经济活力看，低活力组效应为 0.1193（95%置信区间[-0.0139, 0.2524]），方向为正但不显著；高活力组为-0.0650（95%置信区间[-0.1334, 0.0033]），方向为负且不显著。两组方向相反但各自都不显著，本文不作强断言，仅指出其与理论预期方向一致：高活力县已接近既有禀赋下的发展稳态，高铁改善的边际空间有限，甚至可能面临要素被核心城市抽走的压力；低活力县的追赶空间更大，但组内差异大、估计精度不足。

需要说明的是，分组后每个子样本的处理县数量减少，估计精度相应下降，上述异质性结果应被理解为方向性证据而非精确估计。但整体模式——农业占比高组显著获益、高活力组不获益——在两个维度上相互印证，具有一定的可信度。

五、结论与政策建议

（一）主要结论

本研究利用 2005—2020 年全国 2,215 个县级行政区的面板数据和 2005—2020 年长时序夜间灯光数据，在避免对照组污染的稳健双重差分框架下，估计了高铁开通对县域经济活力的影响，并区分了“本县设站”与“地级市接入”两种效应边界，对两个口径分别检验了平行趋势假设。主要结论有三点。

第一，设站口径的估计满足识别假设，但平均效应在统计上不能确认。本县设站口径下，开通前处理县与对照县趋势平行，识别假设成立；设站的平均处理效应为 6.5%，方向为正但不显著，动态分解显示效应呈渐进而平缓的上行趋势。这意味着“通了高铁就能发展”的普遍预期在平均意义上得不到数据的明确支持，但也没有证据支持“设站必然导致衰落”。

第二，网络接入口径的正向估计不宜作因果解释。地级市接入口径的平均效应为 26.5%且统计显著，但开通前五六年系数显著为负并单调收敛，平行趋势假设不

成立，开通后的上升至少部分是开通前趋势的延续，更可能反映高铁布局的政策瞄准与均值回复。这一发现提示，既有文献中部分幅度较大的正向估计可能来自同样未通过事前检验的形态；评估高铁效应时，事前趋势检验不是程序性步骤，而是结论能否成立的前提。

第三，高铁效应存在清晰的结构分化：农业占比高的县设站效应显著为正（16.7%），高活力县则不显著甚至方向为负。高铁红利并非普惠，更可能流向要素成本较低、承接空间较大的外围县，这与新经济地理学“地区特定要素”框架的预测一致。此外，传统 TWFE 模型在两个口径下均给出显著为负的系数，与 CS 估计方向相反，说明估计量的选择本身足以翻转结论，既有研究结论的分歧相当程度上可能是方法分歧。

（二）政策建议

上述发现有明确的政策含义。其一，对县级政府而言，应理性看待高铁设站的发展预期：平均意义上的设站效应统计上不能确认，“以站兴城”不会自动发生，设站后的产业承接、商业配套和公共服务建设仍是决定性变量。其二，高铁红利的结构性分化提示，农业占比高、要素成本低的县反而更可能获益，这类县应主动围绕农产品加工、冷链物流、乡村旅游等可承接产业提前布局，把通道优势转化为本地活力；高活力县则应关注要素向核心城市流出的风险，把政策重心放在留住人口与消费上。其三，对上级政府和评估机构而言，评估高铁效益时应高度重视识别方法：只看开通前后的对比、或使用不稳健的估计量，可能把政策瞄准造成的趋势差异误读为高铁红利，从而高估项目效益、误导后续投资决策。其四，在区域协调层面，可在高铁沿线的核心城市与外围县之间建立更明确的产业分工与利益分享机制：对承接核心城市外溢功能的外围县，在用地指标、产业园区共建、转移支付等方面给予配套支持；对出现人口与消费持续流出迹象的县，则应把政策资源更多投向教育、医疗等公共服务，增强县域自身的留人能力。

（三）研究局限与未来展望

本文存在以下局限。第一，设站口径的平均效应统计上不显著，本文无法给出“设站有效”或“设站无效”的确切断言，更精确的估计有待更长的样本窗口和更高效的方法。第二，作用渠道的机制检验尚不充分，本文未能直接观察人口流动、企业

进入等中间变量，未来研究可结合微观数据打通“高铁接入—要素流动—活力变化”的证据链。第三，异质性分析基于中位数分组的子样本回归，统计功效有限，连续交互项等更高效的方法值得尝试。第四，样本截至 2020 年，高铁网络的后期扩张及其长期效应有待后续数据验证；本文灯光数据止于 2020 年，也无法评估疫情后县域经济的新变化。

参考文献

- 1.陈美招, 张炜康, & 郑荣宝. (2021). 高铁开通促进了沿线城镇经济活动吗——来自双源夜间灯光证据. 中国地质大学学报(社会科学版), 21(6), 119 - 133.
- 2.丁潇潇, 钱勇生, 曾俊伟, 等. (2023). 成渝地区双城经济圈高速铁路和高速公路建设对县域城镇化发展的影响研究. 铁道运输与经济, 45(5), 112-120.
- 3.吉赞, 杨青. (2020). 高铁开通能否促进企业创新: 基于准自然实验的研究. 世界经济, 43(2), 147-166.
- 4.孙伟增, 牛冬晓, 万广华. (2022). 交通基础设施建设与产业结构升级——以高铁建设为例的实证分析. 管理世界, 38(3), 19-34, 58.
- 5.许丽萍, 吴玉鸣, 马为彪. (2023). 高铁建设促进制造业与生产性服务业协同集聚了吗? 产业经济研究, (1), 1-14.
- 6.颜银根, 倪鹏飞, 刘学良. (2020). 高铁开通、地区特定要素与边缘地区的发展. 中国工业经济, (8), 118-136.
- 7.张俊. (2017). 高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究. 经济学(季刊), 16(4), 1533-1562.
8. Callaway, B., & Sant'Anna, P. H. C. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200-230.
9. Chen, Z., & Haynes, K. E. (2017). Impact of high-speed rail on regional economic disparity in China. *Journal of Transport Geography*, 65, 80-91.
10. Chi, F., & Han, H. (2023). The impact of high-speed rail on economic development: A county-level analysis. *Land*, 12(4), 874.
11. D'Alfonso, T., Jiang, C., & Bracaglia, V. (2015). Would competition between air transport and high-speed rail benefit the environment and social welfare?? *Transportation Research Part B: Methodological*, 74, 118-137.
12. Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254-277.
13. Henderson, J. V., Storeygard, A., & Weil, D. N. (2012). Measuring economic growth from outer space. *American Economic Review*, 102(2), 994-1028.
14. Li, X., Wu, Z., & Zhao, X. (2020). Economic effect and its disparity of high speed rail in China: A study of mechanism based on synthesis control method. *Transport Policy*, 99, 262-274.
15. Li, X., Zhou, Y., Zhao, M., & Zhao, X. (2020). A harmonized global nighttime light dataset 1992-2018. *Scientific Data*, 7(1), 168.

16. Liang, Y., Zhou, K., Li, X., et al. (2020). Effectiveness of high-speed railway on regional economic growth for less developed areas. *Journal of Transport Geography*, 82, 102621.
17. Pokharel, R., Bertolini, L., te Brömmelstroet, M., & Acharya, S. R. (2021). Spatio-temporal evolution of cities and regional economic development in Nepal: Does transport infrastructure matter? *Journal of Transport Geography*, 90, 102904.
18. Reggiani, M., & Ortiz-Moya, F. (2022). The impact of high-speed rail on the trajectories of shrinking cities: The case of the extension of the Shinkansen network in northern Japan. *International Planning Studies*, 27(1), 91–106.
19. Zhang, X., & Gibson, J. (2025). Local economic effects of connecting to China's high-speed rail network: Evidence from spatial econometric models. *The Annals of Regional Science*, 74(2), 56.
20. Zheng, S., & Kahn, M. E. (2013). China's bullet trains facilitate market integration and mitigate the cost of megacity growth. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 110(14), E1248–E1253.

致谢页

本研究源于我对计量经济学及中国高铁与区域发展的兴趣。高一时，我选修了计量经济学这一门对于高中生来说颇有难度的课程，当时我未能透彻理解，但正是这份挑战让我对它产生了浓厚的兴趣，并决定以此为基本方法论开展研究。与此同时，王艺平老师开设的科研方法类研修课让我初步接触到学术规范与论文写作，并为我提供了开展研究的机会与平台。在寻找具体研究问题时，我偶然看到了中国高铁营业里程突破五万公里的新闻。作为一名中国学生和高铁常客，我从小就了解到中国高铁的领先地位，却从未通过数据分析清晰地了解这个世界上规模最大、现代化水平最高的高速铁路网的实际效应与经济价值，因此我决定以此作为研究方向，并经王老师帮助打磨最终确定了本题目。

本研究的指导工作由王艺平老师、聂方义老师共同承担，均为无偿、非商业性指导。王老师全程把控研究进度与学术规范，包括选题修正、文献阅读方法、定期汇报与论文语言润色。聂老师负责专业层面指导，从模型选择、数据清洗、代码调试到论文写作均给予细致帮助。本研究仅有我一名参赛学生，在两位老师指导下独立完成，未接受任何代笔或买卖论文服务。具体分工如下：选题由我提出，在王老师的指导下修正并最终确定题目；研究设计由我与聂老师探讨完成，初步模型选择由我提出，而后由聂老师修正并引入CS估计量；数据方面，我基于聂老师提供的数据库来源建议，在其指导下完成数据搜集、清洗与具体代码实现；论文初稿由我撰写，在聂老师指导下完善实证部分内容，王老师负责学术规范与语言润色部分指导。

研究过程中的困难主要集中在代码编写和方法应用层面。其一，虽然我在校内开设的计算机科学课中积累了相关Python的知识与应用，但不能完全覆盖论文要求的范围，也不曾独立完成相对复杂的代码编写。为此，我在研究前利用W3School网站补充相关知识并熟悉代码操作，并在编写时运用大量注释将长代码分为若干小段落，有效地理清了思路。其二，基于我在研修课中的计量经济学知识储备，第一版论文仅使用了相对基础和传统的双重差分法，然而在完成初稿后聂老师指出其存在“对照组污染”的问题，建议引入Callaway和Sant'Anna (2021)

提出的估计量。这是我从未接触过的方法，理解起来颇具挑战。我通过反复阅读文献，在聂老师全程的细致指导下逐步掌握了 CS 估计量的原理与实现。

研究过程中，我仅使用了 DeepSeek App（手机端 2.5.0(4) 版本）用于代码纠错方面的辅助，使用时间集中在代码调试阶段，频率约为每周 2 至 3 次。所有 AI 生成内容均经我核实与修改，AI 未参与任何研究设计、数据分析与观点形成等方面的内容。

最后，衷心感谢王老师在学术规范与论文写作方面的严格训练，以及聂老师在专业方法上的悉心点拨。这次研究让我从一名对计量经济学感到陌生的高中生，成长为能够独立完成实证论文的初步研究者。我将带着这份宝贵的经历，在经济学与数据科学的交叉领域继续探索。