

畅通双循环对经济增长的拉动效应

——以西部陆海新通道建设为例

郑世林 张艺川 陈劲祥

目录

附录 I 西部陆海新通道站点名单	1
附录 II 理论机制分析	3
附录 III 数据详细处理过程及其描述性统计	1
附录 IV 站点城市潜在选择因素的检验步骤及结果	1
附录 V 稳健性检验	1
附录 VI 机制检验补充内容	9
附录 VII 拓展性分析	14
参考文献	16

附录 I 西部陆海新通道站点名单

表 11 西南五省区开通站点城市和站点名单

省（区/市）	站点城市（自治州）	设立站点
广西	柳州市	柳州南、鹿寨、太阳村
	贺州市	钟山
	玉林市	玉林、兴业
	南宁市	南宁南
	桂林市	桂林西、兴安
	河池市	金城江
	钦州市、北海市、防城港市	北部湾港口
重庆	重庆市	沙坪坝、两江新区、江津、涪陵、长寿、秀山、万州
四川	成都市	城厢、晋兴、公兴
	宜宾市	宜宾、宜宾北
	自贡市	自贡南
	泸州市	泸州
	凉山州	西昌南
	德阳市	黄许
	遂宁市	遂宁
	眉山市	青龙场
	攀枝花市	攀枝花、迺资、渡口、青杠
内江市	隆昌、牌楼	
云南	昆明市	桃花村、王家营西、青龙寺、金马村、中谊村、读书铺、宜良北、七甸、昆明西、塘子
	曲靖市	师宗、陆良、曲靖、龙津沟、马龙、珠江源
	玉溪市	玉溪南、莲池
	丽江市	丽江东
	临沧市	云县
	楚雄彝族自治州	楚雄西
	大理白族自治州	大理东、祥云西
	红河哈尼族彝族自治州	蒙自北
贵州	贵阳市	改貌、扎佐、都拉营、清镇
	遵义市	阁老坝
	安顺市	安顺
	铜仁市	大龙
	黔东南苗族侗族自治州	兴义、安龙
	黔南布依族苗族自治州	凯里、羊坪
黔西南布依族苗族自治州	福泉、泗亭、瓮安、绿茵湖、马场坪、高坪浦	

注：此表由作者根据西部陆海新通道门户网整理。

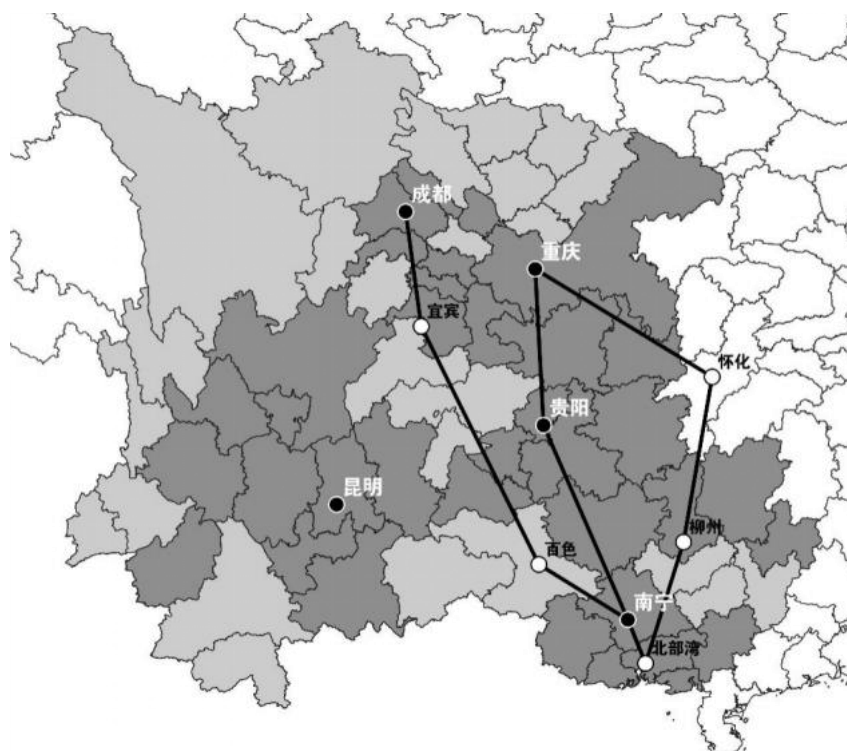


图 11 西部陆海新通道地理位置示意图

注：图 11 为作者根据实际开通联运站点的城市绘制的西部陆海新通道地理位置示意图，其中，深灰色所示部分为截至 2021 年开通站点的城市，三条黑色线条为《西部陆海新通道总体规划》中布局的东、中、西线主通道，主通道连接的即为陆海新通道重要节点城市。

附录 II 理论机制分析

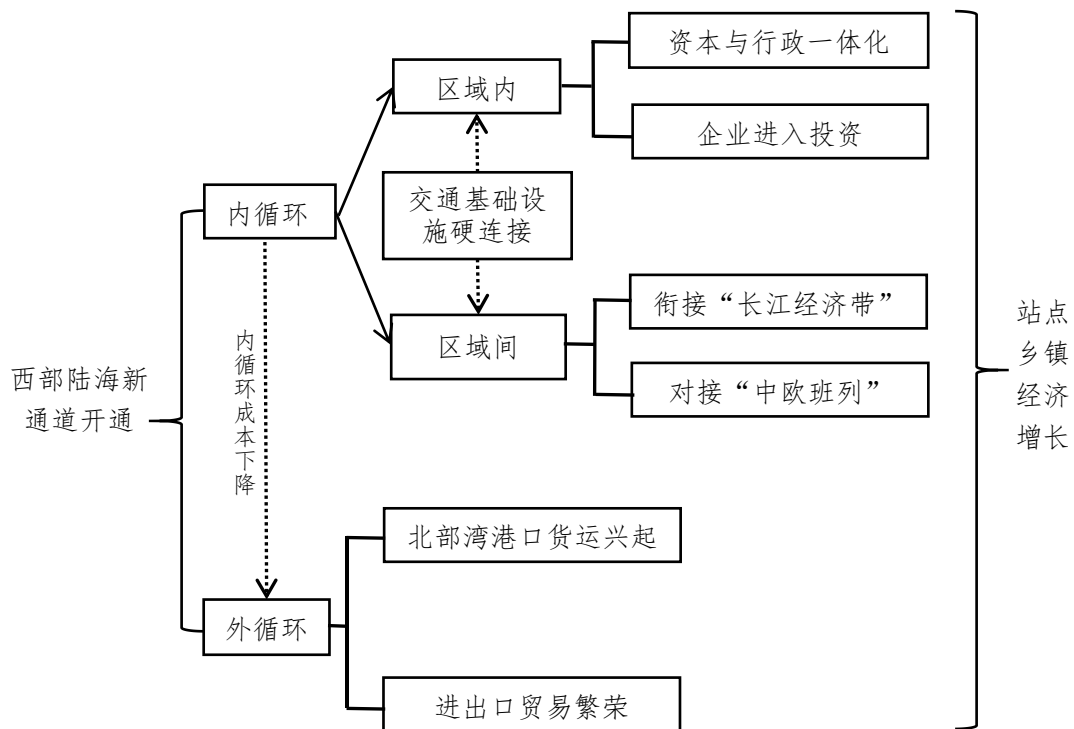


图 111 理论机制分析

附录 III 数据详细处理过程及其描述性统计

1. 灯光数据优势与其代表性说明

由于乡镇层面缺乏官方统计数据，本文使用 Elvidge et al. (2022) 年基于月度 VIIRS 数据合成的年度 NPP-VIIRS 数据，该数据存在如下优势：一是恰好覆盖本文研究区间，且已被诸多研究用于测度乡镇乃至栅格层面的经济增长 (Jia et al., 2021; 马光荣和赵耀红, 2022; 郭峰等, 2023)。二是该数据比 GDP 等经济发展指标更为干净，且不存在操纵的空间 (Henderson et al., 2012)；三是相较于过去研究使用的 DMSP-OLS 数据，不需要进行三步校准 (Gibson, 2021; Elvidge et al., 2022)。原因在于，①VIIRS 昼夜带的动态范围大约为七个数量级 ($L_{max}/L_{min} = 6,700,000$)，不会出现过度饱和，因而不会出现 DMSP/OLS 数据的取值上限问题。②VIIRS 传感器具有飞行中校准功能，确保数据在时间和空间上具有可比性，且连续信号采用 14 位精度量化，能够高度保证数据在时间和空间中的一致性，不会出现 DMSP-OLS 数据中不同卫星、不同时间之间的数据需要校准的问题。

关于灯光数据能否代表乡镇层面的经济增长水平，我们从既有研究和实证检验两个方面进行论证：一方面，现有研究指出，传统统计指标难以反映人口分布和经济活动的空间信息 (刘修岩等, 2017)，并且经济统计数据存在一定计算误差，甚至会出现地方政府追求经济增长绩效而产生的人为高估 (徐康宁等, 2015)。不同的文章已表明，不同估计方法下灯光亮度与 GDP 之间存在非常显著的正向关系，夜间灯光亮度可以作为 GDP 的替代变量 (徐康宁等, 2015)。夜间灯光数据在经济学领域得到广泛应用 (Henderson et al., 2012)，Gibson et al. (2021) 更是指出伴随着 NPP/VIIRS 数据的改进，经济学界应该更多使用 NPP/VIIRS 数据。

在经济学界，已有多篇文章将灯光数据用至微观乡镇和栅格层面。马光荣和赵耀红 (2022) 使用栅格层面的夜间灯光亮度数据测量经济发展水平，检验了行政边界的经济发展洼地效应。郭峰等 (2023) 使用灯光数据刻画城市行政边界乡镇的经济发展水平，并研究了数字经济对边界乡镇经济发展的影响。Jia et al. (2021) 评估了重庆与四川省分离后形成的省级边界对区域经济发展的影响，同样使用卫星灯光强度衡量乡镇边界经济增长。宣扬和武凯文 (2023) 则根据上市公司经纬度获得企业所在网格各日的卫星灯光亮度，以此判断企业是否加班。

此外，我们还对在乡镇层面的灯光数据能否代表经济增长进行了实证检验。限于乡镇层面缺乏经济增长的相关指标，我们使用工商企业注册数据进行验证。使用工商注册企业的原因在于：第一，企业是生产、就业和税收的主要贡献者，在乡镇层面，企业注册数量的增加通常伴随着经济增长；第二，企业数量 (尤其是累积数量) 增加涵盖地区各行各业，能够捕捉经济增长的广度。

另一方面，本文收集整理了 1949 年新中国成立以来五省区所有的工商企业信息，剔除名称、所处地址明显缺失的信息后，根据高德地图 API 提取了每一个企业所处的经纬度信息，并计算了 1949-2021 年每个乡镇的工商注册企业存量，以及 2012-2021 年每个乡镇的工

商企业注册增量。使用平均灯光亮度对工商注册企业存量和增量进行回归的结果报告于表 III 1。可以看出，乡镇层面的平均灯光亮度与工商注册企业存量和增量都高度相关，即平均灯光亮度能在一定程度上反映乡镇经济增长的活力和广度。

表 III 1 乡镇灯光亮度的经济代表性

	(1)	(2)
	工商注册企业存量	工商注册企业增量
平均灯光亮度	45.181*** (5.486)	18.611*** (2.033)
前定变量×年份	是	是
乡镇固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
调整后的 R ²	0.986	0.945
观测值	99660	99660

注：表 III 1 报告了乡镇层面的平均灯光亮度是否具有经济代表性的回归结果。表中的核心解释变量为乡镇层面的平均灯光亮度，被解释变量为乡镇层面的工商注册企业存量和增量取对数。

2. 行政一体化详细测度过程

由于缺乏站点城市颁布的“行政一体化”相关政策，更缺乏城市之间在行政上的交流数据，对行政一体化的刻画较为困难。鉴于西部陆海新通道建设在西南地区影响力巨大，诸多城市在每年政府工作报告中专门使用一段甚至多段文本表明加入陆海新通道的意愿，总结前一年的建设成效，或展望后一年的建设目标。这使得我们有机会使用政府工作报告的文本数据识别“行政一体化”这一核心机制。总体而言，我们使用大语言模型 ChatGPT4 与文本分析相结合的方式，通过设置关键词识别每年每个城市提及“新通道”相关的段落，对该段落进行切片提取，并在该段落中使用大语言模型识别地方政府提及的横向行政一体化相关的词汇，以及各个城市之间相互引用的频次。具体而言包括如下步骤：

(1) 原始文本预处理。对于大语言模型而言，较长的文本会影响其从中获得关键信息并导致准确性不足的问题。为此，我们首先对 2013-2022 年政府工作报告中的文本进行系统化筛选与分析。¹通过设置关键词“新通道”“渝黔桂新”“西部陆海”“国际陆海”“中新互联互通”，提取相关文段。

(2) 提示词工程。在提取文本过程中，为确保截取的本文信息完整、连贯，且避免因人工筛选而遗漏重要的上下文信息，我们调用大语言模型 API 来对文段进行划分：其一，构建提示词和上下文约束规则。根据上文提供的关键词，我们要求大语言模型不仅关注关键词本身，还要保留关键词上下文的语义背景，并考虑该段落在全文中的逻辑关系，确保提取文本一定与“西部陆海新通道”相关；其二，小样本测试与模型选择。我们从切片文本中随机抽选了 5% 的小样本，并将小样本与上述提示词输入不同大语言模型，检验文本内容是否与“西部陆海新通道”相关。根据测试结果，我们选择 GPT-4 大语言模型，原因在于其文

¹ 由于政府工作报告是对上一年度的工作总结和下一年度的工作展望，因此，我们在回归中使用前一年（2017）解释变量匹配后一年（2018）的政府工作报告。

段划分合理性达 95%以上；其三，将提示词和模型部署至全样本，得到包含给定关键词的完整文段，这些文段反映了政府在推进区域协作方面的政策表达。

(3) 构建西部陆海新通道建设下“一体化”关键词词库。本文基于“西部陆海新通道建设”这一政策语义，结合政府官网的政策文件，利用大语言模型辅助提取出相关特征词：一体化、一体发展、区域合作、跨区域运营、共建、联运、联盟、联动、联合、互联互通、协同、开放、融入、互换、集结分拨、系统联通、业务畅通、货物集运。最后，基于上述关键词，利用文本分析技术对已筛选出的文段进行关键词频次统计，从而揭示横向区域合作相关概念在政府报告中的强调程度。

以重庆市 2019 年政府工作报告为例，首先，关键词定位可切片出“新通道”相关段落；其次，大语言模型根据上下文语义可识别涉及政府横向一体化的词频，包括：联动、集结分拨、联运和互联互通等。

“增强通道辐射能力。统筹东西南北四个方向、铁公水空四种方式，高标准建设出市出海出境大通道，构建内陆国际物流枢纽支撑。南向，加快中新互联互通项目“陆海新通道”建设，**联动**沿线省区打造重庆运营中心、运营平台和物流枢纽。西向，完善中欧班列（重庆）功能和网络体系，新增一批境内外**集结分拨**点。增开中亚班列。东向，加密渝甬铁海**联运**班列，推动落实长江黄金水道优先过闸机制。北向，做好“渝满俄”班列常态化开行。空中，大力发展基地航空，以国际直达为重点优化航线网络，力争新开通 10 条国际航线。完善多式联运体系，促进各类开放通道**互联互通**。”

再如，柳州市 2021 年政府工作报告，包括：开放、融入和合作等。

“积极扩大**对外开放**。深入**融入**“一带一路”、珠江—西江经济带**合作**，推进西部陆海新通道节点城市建设，推动粤桂黔高铁经济带**合作**试验区广西园加快发展，常态化运行柳州至香港内河外贸航线、柳州至钦州集装箱班列，进一步拓展保税物流中心功能，争取水运口岸开放扩大至江口码头。加快国家外贸商事服务综合改革示范区建设，制定二手车出口国际服务体系，支持柳州企业“抱团出海”开拓国际市场。”

此外，在文本信息提取过程中，我们还发现，不同城市之间的行政一体化程度存在差异，体现为城市之间的交流互动频率不同。为此，我们同样使用上述大语言模型“切片”-“文本提取”-“计算词频”的方法，识别了不同城市之间在政府工作报告中的相互联系程度，即每年每个城市在政府工作报告中提及其他通道城市的频次。²

以 2019 年钦州市政府工作报告部分段落为例，加粗部分即为引用的其他城市：“优化软联通。围绕内增班列，服务西部陆海新通道海铁联运班列加密运营，争取开通**柳州、桂林**至钦州港海铁联运班列，全年班列运行 3000 列以上。围绕外拓航线，推动港口服务企业形成企业联盟，开通至东盟国家港口的**外贸海上“穿梭巴士”**班轮航线，新增外贸集装箱航线

² 由于北部湾港和钦州港是西南出海主要节点，西南城市在提及钦州（钦）、北海（北）和防城港（防）时，往往统称为北部湾、钦州港，为此，我们还在相互引用的词频中加入了：北部湾、钦州港。并且，我们将所有自引全部剔除，以确保“横向”联系准确。

2 条以上。围绕前端提升通关效率，开展集装箱业务全环节对标提升攻坚行动，加快国际贸易“单一窗口”升级建设，实行全港“一卡通”，争取多式联运服务达到全国先进港口水平。围绕后端提升港口服务，全面推行海铁联运“一口价”、“一单制”，争取设立北部湾国际门户港航运交易所钦州区域总部，推动港口物流降本增效。”

3. 产品市场一体化计算步骤

现有研究往往使用城市层面居民价格消费指数测算产品市场一体化程度。该方法基于 Samuelson (1954) 的“冰川成本”模型，当“一价定律”发挥作用时，地区之间的价格水平应当趋同。当地区之间存在交通和信息等壁垒时，地区之间的价格会在合理比例范围内波动，当不同地区不同商品价格波动范围越小时，产品市场的统一程度越高（吕冰洋和贺颖，2020；余泳泽等；2022；杨玉浦和魏楚，2024）。吕冰洋和贺颖（2020）认为价格指数波动的同步性能够反应一部分商品自由流动的特征。该指数一般包含八个分类：食品、烟酒、衣着、家庭设备用品及维修服务、医疗保健、个人用品、交通和通信、娱乐教育文化用品和居住。需要说明的是，居民价格消费指数的分类指标和统计口径在 2016 年发生变更，即家庭设备用品及维修服务变更为生活用品及服务，食品、烟酒合成为食品烟酒一项，新增其他商品和服务。因此，由于前后消费价格指数前后统计口径的变动，以 2015 年为基期，³我们仅仅从 2016 年开始测算。我们使用统计口径变动后的七项价格分类指数测算产品市场一体化程度，即食品烟酒、生活用品及服务、医疗保健、教育文娱、衣着、交通和通信以及居住。

参考吕冰洋和贺颖（2020）、余泳泽等（2022）等，我们使用相对价格法测算 2016-2021 年西南五省区城市的产品市场一体化程度。具体包含如下三个步骤：

首先，从各省市统计年鉴、国民经济与社会发展统计公报提取城市七大类商品价格指数，⁴在这五个省份的城市内，使用相对价格法计算地区 i 和地区 j 同类商品 s 价格指数的差异，对 i, j 地区商品 s 的环比价格之差取对数后再差分，可反映两城市在 t 时期的市场分割程度。详见公式(III1)：

$$\Delta Q_{ijt}^s = \ln(P_{i,t}^s/P_{i,t-1}^s) - \ln(P_{j,t}^s/P_{j,t-1}^s), \quad (\text{III1})$$

其次，考虑到价格差异的实际含义与计算结果的符号无关，我们对 ΔQ_{ijt}^s 取绝对值。同时，考虑到商品异质性导致的不可加效应，我们使用均值法剔除与特定商品相关的组内差异，进而得到仅包含市场分割因素的商品价格变动。具体做法是对西南五省区市所有城市对之间的 ΔQ_{ijt}^s 取均值 $\overline{\Delta Q_t^s}$ ，再减去均值 $\overline{\Delta Q_t^s}$ ：

$$q_{ijt}^s = |\Delta Q_{ijt}^s| - |\overline{\Delta Q_t^s}|. \quad (\text{III2})$$

最后，计算五省区每两个城市之间 7 类商品的相对价格波动方差 $\text{Var}(q_{ijt}^s)$ ，取组内均值从而得到五省区各个城市的相对市场分割程度。相对价格指数方差的扩大意味着相对价格方差的扩大，即该指标可以一定程度捕捉产品市场分割恶化的趋势（吕冰洋和贺颖，2020）。

³ 相对价格法的计算需要使用后一年的价格减去前一年的价格。

⁴ 尽管我们已经尝试手工整理每个城市每年的国民经济与社会发展统计公报，但仍存在文山壮族苗族自治州、甘孜藏族自治州、西双版纳傣族自治州、阿坝藏族羌族自治州的数据缺失。

4. 区域间内循环使用数据

在内循环机制中，本文还对陆海新通道通过资本联系、车流联系和行政一体化衔接长江经济带和对接中欧班列进行检验。主要使用如下三个数据：

资本联系。本文同样使用上市公司异地设立子公司衡量陆海新通道城市与长江经济带城市、中欧班列城市的资本联系。通过收集长江经济带和中欧班列城市名单，整理出长江经济带城市对陆海新通道城市异地投资次数、中欧班列城市对陆海新通道城市异地投资次数、陆海新通道城市对长江经济带城市异地投资次数、陆海新通道城市对中欧班列城市异地投资次数。

车流联系。由于难以获得新通道站点城市与长江经济带、中欧班列具体的联运路线和频次，本文使用 2015 年 2 月-2019 年 8 月腾讯公司提供的日度车辆迁徙大数据，对战略通道城市之间的交通联系进行验证。⁵在剔除重复数据后，本文对数据做如下处理：（1）由于该数据缺乏车流目的，也缺乏车辆类型，本文只能粗浅估计三大物流通道之间的车流联系。由于该数据为日度数据，因而可对原始数据中五一假期、十一假期和春节期间的流动剔除，以保证战略城市之间的车流目的不是“旅游”。⁶（2）收集整理长江经济带、中欧班列和西部陆海新通道城市样本后，将其与年度-月份-城市对车流数据相匹配，可将数据整理为四个变量：长江经济带城市流入新通道城市车流量、中欧班列城市流入新通道城市车流量、新通道城市流入长江经济带城市车流量、新通道城市流入中欧班列城市车流量。

行政一体化。同样通过大语言模型与文本分析相结合的方法，本文在政府工作报告中切片出与西部陆海新通道相关的文本后，从中提取各个城市提及“长江经济带”和“中欧班列”的次数，以此体现各个城市对衔接“长江经济带”和“中欧班列”的重视程度，即各个城市与“长江经济带”和“中欧班列”的行政一体化程度。

5. 运力水平检验的补充说明

需要说明的是，《规划》中洋浦港也被纳入主通道建设范围，但西部陆海新通道门户网站数据显示，截至样本期内，西部陆海新通道站点城市并未从洋浦港出口。⁷并且，《中国港口年鉴》自 2008 年后仅仅统计规模以上港口，而洋浦港并非规模以上港口，因而我们未对洋浦港进行合成控制检验。

⁵ 该数据是腾讯公司通过微信、QQ 和地图等腾讯系列软件的后台应用追踪用户位置变化，拟计算出的无量纲数据。详见网址：<https://heat.qq.com/qianxi.php>。数据访问时间：2019 年 12 月。

⁶ 在区域间内循环的检验中，站点城市开通的月度差异恰巧允许我们从年度-月度层面识别陆海新通道开通后不同战略通道之间的车流量变化（表 4）。而在后文（表 VI 4）交通基础设施硬连接对区域间内循环的检验中，由于交通基础设施硬连接的数据为年度层面，故将交通联系数据加总至年度层面进行回归。同时，由于腾讯迁移大数据是无量纲数据，体现不同战略城市之间的相对流量，因而不能简单将腾讯公司没有提供车流联系的城市对之间的车流量定义为 0，故我们仅仅使用车流联系>0 的城市对数据。

⁷ 详见西部陆海新通道门户网：<https://www.xibulhxttd.cn/html/2023/02/337.html/>；<https://www.xibulhxttd.cn/html/2023/01/323.html>。访问时间：2025 年 1 月。

6. 海关数据样本区间选择理由

选择 2017 年作为起点年份的原因主要有两点：一是西南省区初次被处理的时间是 2017 年 9 月，2017 年 1 月开始的海关数据给予本文足够的时间区间识别处理前后的差异。二是由于中国海关微观数据库自 2016 年起停止公布，因而使用海关微观企业数据验证进出口渠道变得难以实现，且目前可供获得的 2015-2016 年的海关微观数据存在一定缺失，表现为 2012-2014 年加总到省份-国家层面的样本量一般在 4-5 万条左右，但在 2015-2016 年仅为 1 万条左右，前后存在极大的不可比。为此，本文使用 2017-2021 月度层面的省份-国家对数据对进出口贸易机制进行检验。

7. 变量的描述性统计

表 III 2 主要变量描述性统计

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
平均灯光亮度取对数	99660	0.526	0.770	-0.642	4.795
平均灯光亮度取对数(30 公里)	43810	0.446	0.609	-0.642	4.351
平均灯光亮度取对数(50 公里)	57050	0.514	0.706	-0.642	4.795
平均灯光亮度取对数(70 公里)	71230	0.567	0.804	-0.642	4.795
是否为陆海新通道站点城市	99660	0.175	0.380	0.000	1.000
企业注册增量	99660	133.127	354.746	0.000	14085.000
企业注册存量	99660	1950.429	4825.477	0.000	96896.000
贸易服务企业注册数	99660	0.191	4.030	0.000	438.000
通道服务企业注册数	99660	0.0004	0.037	0.000	7.000
外商投资企业注册数	99660	0.222	2.473	0.000	359.000
通道城市内异地投资笔数	36600	0.262	1.799	0.000	71.000
全国城市异地投资笔数	181780	0.237	2.714	0.000	271.000
一体化综合词频	430	8.867	6.607	0.000	20.000
城市间相互引用次数	15670	0.066	0.419	0.000	4.000
产品市场一体化	342	0.037	0.032	0.006	0.286
省份-国家出口额	254507	0.422	3.085	0.000	237.745
省份-国家进口额	158760	0.562	2.797	0.000	88.408
省份-国家进出口额	262408	0.741	4.279	0.000	240.859

注：本文对所有连续变量进行了上下 1%的缩尾。

附录 IV 站点城市潜在选择因素的检验步骤及结果

事实上，在设立西部陆海新通道站点城市时，没有相关文件作为站点城市筛选的参考标准。缺乏对潜在标准的控制则会导致遗漏变量的内生性问题。为此，本文参考 Lu et al.(2013)、蒋灵多等 (2021)，采用非重复抽样方法，使用站点城市潜在选择因素对“是否成为西部陆海新通道站点城市”进行回归，并对所有显著的因素加以控制。

具体而言，本文首先选择决定站点城市设立的潜在因素，涵盖经济发展、贸易水平、基础设施建设、产业结构和自然特征等多个方面，具体包括：城市经济发展、经济增长率、财政收入水平、出口水平、到北部湾港口的距离、行政区划面积、是否开通高铁、二产占比、三产占比。其次，以是否为西部陆海新通道所在城市作为因变量，若某城市成为西部陆海新通道站点城市，则赋值为 1，否则为 0。与上述研究保持一致，本文采用非重复抽样的城市样本进行回归，即当某个城市成为站点城市后，该城市便不再进入后续样本范围。此外，决定城市成为西部陆海新通道站点城市因素主要参照上一年度城市相关特征，故均使用上一年度的城市特征匹配后一年度的因变量。

最后，本文使用上述因素对“是否成为西部陆海新通道站点城市”进行回归，报告于表 IV 1 的回归结果显示，经济发展水平、经济增长率、财政收入占 GDP 比重、到北部湾港口的距离、行政区划面积、是否开通高铁、二产占比都显著。为此，在全文回归结果中控制了 2016 年上述因素与年份的交互固定效应，以缓解站点城市选择内生性问题所带来的估计偏误。

表 IV1 站点城市潜在选择因素的检验

变量名	(1)
	是否成为陆海新通道城市
经济发展水平（城市灯光水平）	7.426*** (1.088)
经济增长率	-0.177*** (0.062)
财政收入（财政收入/GDP 比重）	0.016*** (0.006)
出口占比（出口产值/GDP 比重）	-0.207 (0.226)
到北部湾港口的距离	0.486*** (0.171)
行政区划面积	1.363*** (0.269)
是否开通高铁	-1.222*** (0.298)
二产占比	7.622*** (2.131)
三产占比	2.662

	(2.652)
年份固定效应	是
Pseudo R ²	0.222
观测值	450

注：该表使用 Logit 模型回归。由于使用非重复抽样后，成为站点城市的样本不再纳入后续年份回归，故样本量有所损失。使用非重复抽样的方法回归仅仅需要控制年份固定效应。

附录 V 稳健性检验

1. 堆叠 DID 的平均处理效应

在排除异质性处理效应和负权重问题后，本文得到了陆海新通道开通影响乡镇经济增长更为准确的平均处理效应，回归结果参见表 V 1。可以看出，堆叠 DID 展示的回归系数略大于基准回归，说明基准回归结果不存在严重的负权重和异质性处理效应问题。

表 V1 堆叠 DID 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全部样本		70km	50km	30km
	平均灯光亮度				
开通陆海新通道站点	0.020** (0.009)	0.028*** (0.010)	0.041*** (0.012)	0.037*** (0.012)	0.027** (0.010)
前定变量×年份	否	是	是	是	是
乡镇固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
调整后的 R ²	0.975	0.975	0.976	0.972	0.969
观测值	258580	258580	186830	156810	122890

2. 排除溢出效应

上文的結果已表明西部陆海新通道建设与地区经济增长之间存在显著的因果效应，但我们仍无法保证西部陆海新通道影响地区经济增长的效应大小是否准确。原因在于，本文共包含三条南向入海的新通道，三条新通道的建设可能对周边乡镇产生溢出效应。一方面，在陆海新通道建设过程中，若周边乡镇的企业和人口流入新通道，这将高估新通道建设的经济效应；另一方面，周围乡镇如若从新通道建设中获得产业或人力资源支持，这将低估本文的政策效应。为排除陆海新通道政策对周边乡镇的溢出效应，本文首先对溢出效应存在的空间范围进行检验，再剔除存在溢出效应的乡镇样本。

遵循 Ehrlich and Seidel (2018)、Jia et al. (2020)、Jia et al. (2021) 的空间排除法，假设溢出效应随着距边界的距离增大而缩小，那么，我们有理由预期，生产要素转移成本会随着距离增加而扩大，而经济溢出效应会随着距离增加而衰减。因此，对靠近边界的乡镇进行剔除则可获得西部陆海新通道影响途经乡镇经济增长的净效应。为此，本文首先对溢出效应存在的空间范围进行检验。延续基准回归的做法，我们持续缩小处理组和对照组范围，即按照边界内外 10KM、10KM-20KM、20KM-30KM 重新对对照组和处理组进行划分，此举的目的在于确认溢出效应究竟存在于何范围的地理空间。⁸如若在 10KM 范围内，使用模型

⁸ 即边界内 10KM 范围乡镇作为处理组，边界外 10KM 范围乡镇作为对照组；边界内 10-20KM 范围乡镇作为处理组，边界外 10-20KM 范围乡镇作为对照组；边界内 20-30KM 范围乡镇作为处理组，边界外 20-30KM 范围乡镇作为对照组。

(1) 回归的结果不再显著，则说明处理组的经济增长效应溢出至对照组乡镇。按照站点城市边界内外 10KM、10KM-20KM、20KM-30KM 范围划分处理组和对照组的回归结果报告于表 V 2，列 (1) 按照边界内外 10KM 范围划分处理组和对照组的结果不显著，说明距离边界 10KM 左右范围内，通道站点城市的经济增长效应溢出至对照组乡镇。列 (2) - (3) 按照边界内外 10KM-20KM、20KM-30KM 范围划分处理组和对照组的结果则显著为正，并且系数与基准回归结果相近，则说明在距离边界 10KM 之外，溢出效应不再存在。

表 V2 识别溢出效应存在范围

	(1)	(2)	(3)
	10KM	10-20KM	20-30KM
	平均灯光亮度		
开通陆海新通道站点	0.009 (0.005)	0.023* (0.012)	0.041** (0.017)
前定变量×年份	是	是	是
乡镇固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
调整后的 R ²	0.956	0.969	0.980
观测值	28590	12200	11300

根据上文对溢出效应空间存在范围的检验，可识别出溢出效应主要存在于站点城市边界外 10KM 范围。为此，本文在基准回归基础上，将站点城市边界内外 10KM 范围的乡镇剔除，以获得西部陆海新通道站点开通的经济增长净效应。⁹回归结果报告于表 V 3，可以看出，在剔除边界内外 10KM 范围内乡镇后，无论是全样本，还是按照边界内外 70KM、50KM、30KM 划分处理组和对照组的结果仍都显著为正，且回归系数都大于基准结果，这表明由于通道建设对站点周边地区产生溢出效应，前文基准回归结果低估了西部陆海新通道开通的经济效应。

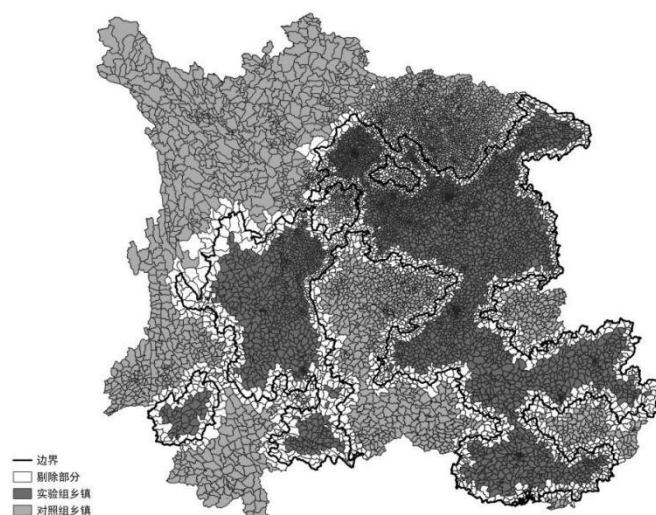


图 V1 溢出效应排除范围图示

⁹ 剔除边界内外 10 公里范围内乡镇的图示详见图 V 1。

表 V3 基准回归结果再检验（排除溢出范围）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	10KM-all	10KM-70KM	10KM-50KM	10KM-30KM
	平均灯光亮度			
开通陆海新通道站点	0.036*** (0.011)	0.046*** (0.012)	0.045*** (0.013)	0.037*** (0.013)
前定变量×年份	是	是	是	是
乡镇固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
调整后的 R ²	0.983	0.983	0.978	0.975
观测值	71070	47650	35050	21630

注：表 V3 在基准回归基础上剔除了边界溢出效应产生的 10KM 范围，列（1）-（4）的设定与基准回归表 1 一致。

3. 随机寻找通道

上文中，我们发现无论选择何种更为可比的对照组和处理组，本文的核心结论仍旧存在。但由于西部陆海新通道跨越多个省份，省份层面的政策或特征是否影响了本文的核心结论也值得商榷。如若在陆海新通道的周围随机寻找一条通道，也产生了类似的效应，则上文的因果效应是由区域其他遗漏变量所驱动的。为此，参考 Jia et al. (2021)，我们将中间通道（主要通道）向东平移 500 公里，获得一条可直接入海的模拟新通道，并将模拟新通道附近的乡镇作为对照组，重复估计模型（1）。¹⁰使用随机模拟新通道样本进行安慰剂检验的结果报告于表 V4，该结果不显著，这说明随机模拟的新通道并不能带来类似的经济增长，西部陆海新通道建设是地区经济增长的重要原因。

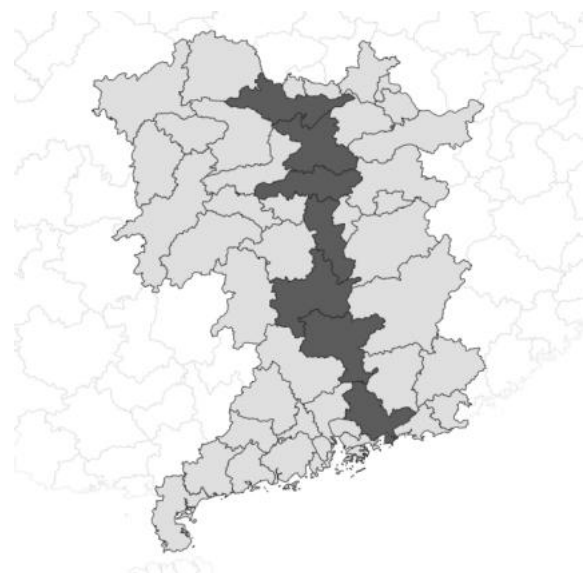


图 V2 随机模拟的陆海新通道

注：图 V2 展示了随机模拟的陆海新通道，参考 Jia et al. (2020)，随机通道通过将中间通道（主要通道）向东平移 500 公里获得。选择中间通道进行平移的原因在于：自重庆至贵阳、南宁经北部湾出口的中间主通道是陆海新通道的

¹⁰ 随机通道的图示详见图 V2。

核心路线，也是衔接中欧班列和长江经济带的主要通道，具有重要战略地位。该条通道自北向南几乎呈直线分布，在地理空间上较好实现平移；同时，鉴于叶菁文和范建勇（2023）发现在国内贸易大循环中，500 公里以内集中了 81.3% 贸易金额和 74.9% 的贸易重量，因此，选择 500 公里开外的随机通道具有一定外生性。并且，模拟随机通道的选择需要具备基本的出海口条件，而向东平移 500 公里恰巧可以自广东省惠州市出海。该条新通道通过荆州市、岳阳市、长沙市、株洲市、郴州市、韶关市、惠州市等城市，可直接从惠州市出海。该图使用 Arcgis 软件自制。

表 V4 随机寻找通道

	(1)
	平均灯光亮度
开通陆海新通道站点	-0.023 (0.028)
乡镇固定效应	是
年份固定效应	是
调整后的 R ²	0.986
观测值	58980

注：该安慰剂检验并未控制城市前定变量。

4. 控制同期其他政策

为排除省份之间差异化的基础投入、税收优惠、政府补贴等相关政策，本文进一步控制了省份和年份的交互固定效应，结果报告于表 V5 列（1）中。可以看出，西部陆海新通道建设仍显著促进了乡镇经济增长。此外，西部地区是国家援助和扶贫的重点区域，国家同期竞争性政策则会给予部分城市或区县基础设施援助、税收优惠等倾向性支持，为此，本文整理对口支援、国家级贫困县、撤县设区和撤县设市等西部支持政策和区域政策并对其进行控制。首先排除对口支援政策的影响。1979 年中国提出“对口支援”政策，由东部地区对口帮扶中西部欠发达地区，通过产业转移、资金资助、教育和医疗帮扶、提供就业机会等方式促进西部地区发展。第（2）列为控制了“对口支援”县的回归结果，可以看出西部陆海新通道系数基本不变，结果仍然显著。其次，排除国家级贫困县的影响。1986 年中国首次实施了国家重点扶持贫困县的政策，尤其针对西部的“连片特困”地区实施一系列财政政策和产业政策，也会影响地区经济增长。第（3）列控制国家级贫困县的结果仍然稳健。第（4）和（5）列又分别控制了撤县设市和撤县设区的影响，新通道建设的系数仍未发生较大变化。最后，在列（6）中，我们还将上述政策冲击全部纳入模型，可以看出，陆海新通道建设仍显著为正，且系数相较基准回归结果差异较小。该结果表明，即便对同期内推行的重要政策进行控制，西部陆海新通道建设仍显著提高了站点乡镇的经济增长水平。

表 V5 排除其他政策

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	平均灯光亮度					
开通陆海新通道站点	0.021** (0.009)	0.027*** (0.009)	0.025*** (0.008)	0.027*** (0.009)	0.026*** (0.009)	0.023*** (0.008)

前定变量×年份	是	是	是	是	是	是
省份×年份固定效应	是	-	-	-	-	-
乡镇固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整后的 R ²	0.982	0.981	0.981	0.981	0.981	0.981
观测值	99660	99660	99660	99660	99660	99660

注：表 V5 展示了对同期政策进行排除的结果。其中，第（1）列加入了省份与年份的交互固定效应以控制省份层面随时间变动的相关政策；第（2）列为加入对口支援政策试点的结果；第（3）列是加入贫困县政策试点的结果；第（4）列是加入撤县设市政策试点的结果；第（5）列是加入撤县设区政策试点的结果；第（6）列是将上述政策全部进行控制的结果。

5. 预测工具变量

为尽可能排除遗漏变量所带来的内生性问题，本文参考 Lipscomb et al. (2013) 和 Lu et al. (2023) 的做法，利用平均降水量、地表粉尘浓度、平均气温、日最高气温、平均地表气温、日照时数、省级地震灾害次数、到北部湾港的距离、到深圳港的距离、到厦门港的距离以及到海岸线的距离等一系列外生的自然地理因素估计了站点城市潜在的建设成本。¹¹在预测前，本文首先对预测变量进行排他性测试，将所有预测变量对乡镇经济增长进行回归，表 V6 的结果发现，上述预测变量皆与乡镇层面的经济增长水平无关。在确认所有预测变量具备排他性之后，本文依据各城市估计的潜在建设成本对其进行排序，以预测其成为建设站点城市的概率，并将预测得到的“是否为潜在站点城市”作为工具变量。两阶段最小二乘法（2SLS）估计结果报告于表 V8 中，其中第（1）列展示了第一阶段的回归结果，可以看出，工具变量与核心解释变量存在显著的正相关关系。第（2）列展示了第二阶段的回归结果，西部陆海新通道在 1% 水平上促进了站点城市乡镇经济增长水平。

表 V6 预测变量对站点乡镇经济增长的回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	平均灯光亮度										
降水量	0.009										
	(0.007)										
地表粉尘浓度		-0.039									
		(0.026)									
平均气温			0.001								
			(0.005)								
日最高气温				-0.001							
				(0.001)							
平均地表气温					0.002						
					(0.003)						
日照时数						0.000					
						(0.000)					
地震灾害次数							0.002				

¹¹ 预测变量的描述性统计详见表 V7。

								(0.001)			
到北部湾的距离									-0.332		
									(0.268)		
到深圳港的距离									-0.336		
									(0.219)		
到厦门港的距离									-0.279		
									(0.216)		
到海岸线的距离									-0.353		
									(0.262)		
乡镇固定效应	是	是	是	是	是	是	是	-	-	-	-
省份固定效应	-	-	-	-	-	-	-	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
调整后的 R ²	0.980	0.980	0.980	0.980	0.980	0.980	0.980	0.023	0.024	0.023	0.023
观测值	99660	99660	99660	99660	99660	99660	99660	99660	99660	99660	99660

注：距离相关变量由于不随时间变动而未控制乡镇固定效应，但进一步控制了省份固定效应。

表 V7 预测变量的描述性统计

	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
降水量	610	3.619	1.045	1.771	7.105
地表粉尘浓度	610	13.354	6.849	4.607	36.396
平均气温	610	17.274	3.495	6.050	24.019
日最高气温	610	37.902	2.440	31.347	57.659
平均地表气温	610	20.015	3.234	10.259	27.828
日照时数	610	1568.162	472.622	741.846	2774.692
地震灾害次数	610	1.552	1.901	0.000	8.000
到北部湾距离	610	752.117	340.507	53.547	1349.148
到厦门港距离	610	1387.869	336.681	702.463	2035.572
到深圳港距离	610	1103.627	362.861	368.460	1720.956
距海岸线的距离	610	712.018	350.869	15.863	1311.027

注：表 V7 展示了预测变量的描述性统计。包括降水量、地表粉尘质量浓度、平均气温、日最高气温、平均地表气温、日照时数、地震灾害次数、到北部湾的距离、到厦门港的距离、到深圳港的距离以及距海岸线的距离。

表 V8 预测工具变量法

被解释变量	(1) 第一阶段	(2) 第二阶段
	开通陆海新通道站点	平均灯光亮度
预测 IV	0.328*** (0.078)	
开通陆海新通道站点		0.068*** (0.025)
前定变量×年份	是	是
乡镇固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
KP F-statistic	17.644	-

调整后的 R ²	0.708	
观测值	99660	99660

6. 识别月度冲击

此外，考虑到陆海新通道站点城市的开通时间存在月度差异，为更精确的识别站点城市开通产生的经济效应，本文还使用了年度-月度-乡镇的平均灯光数据。在表 V 9 第 (1) - (2) 列中，解释变量在基准回归基础上还乘了月度层面的虚拟变量以构成三重差分模型，回归结果显示，陆海新通道开通仍显著提高了站点城市的经济增长水平。同时，我们还使用站点城市当年受冲击的月份数占全年月份的比重对 *post* 赋值，回归结果报告于列 (3) 中，可以看出，加权后的解释变量仍显著为正，系数相较基准回归结果有所增大，验证了结果的稳健性。

表 V9 识别月度冲击

	(1)	(2)	(3)
	平均灯光亮度		
开通陆海新通道站点×是否在第 m 月之后开通站点	0.029*** (0.008)	0.030*** (0.009)	-
赋权 DID			0.041*** (0.014)
前定变量×年份	是	是	是
乡镇固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	否	是
月份固定效应	是	否	否
年×月固定效应	否	是	否
调整后的 R ²	0.921	0.926	0.981
观测值	1065519	1065519	99660

注：表 V 9 展示了使用月度灯光数据和赋权 DID 的结果。其中，第 (1) 列对乡镇、年份、月份固定效应进行控制，第 (2) 列对年份×月份的固定效应进行控制，第 (3) 列使用实际接受处理的月份占比对 *post* 加权。

7. 排除疫情冲击的影响

本文动态效应的回归结果显示，西部陆海新通道的经济增长速度在疫情冲击初期放缓，因此，样本期包含疫情时间区间可能低估基准回归结果。为此，本文将 2020 年及之后的样本剔除，报告于表 V 10 的回归结果显示，在排除疫情重大冲击的影响后，西部陆海新通道开通的经济增长效应有所增大。

表 V10 排除疫情重大冲击的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全部样本		70km	50km	30km
	平均灯光亮度				

开通陆海新通道站点	0.042*** (0.013)	0.052*** (0.008)	0.057*** (0.011)	0.053*** (0.014)	0.040*** (0.014)
前定变量×年份	否	是	是	是	是
乡镇固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
调整后的 R ²	0.982	0.983	0.984	0.979	0.975
观测值	79728	79728	56984	45640	35048

8. 安慰剂检验

最后，我们在所有样本中随机构造若干虚拟处理组并进行了 500 次蒙特卡洛模拟，核心解释变量的回归系数以零为均值并呈现出正态分布，说明该安慰剂检验符合随机化要求。同时，我们发现随机构造的处理组不能得出西部陆海新通道开通促进站点乡镇经济增长的结论。综上，安慰剂检验的结果说明本文核心结论不是受到事后其他因素的影响。

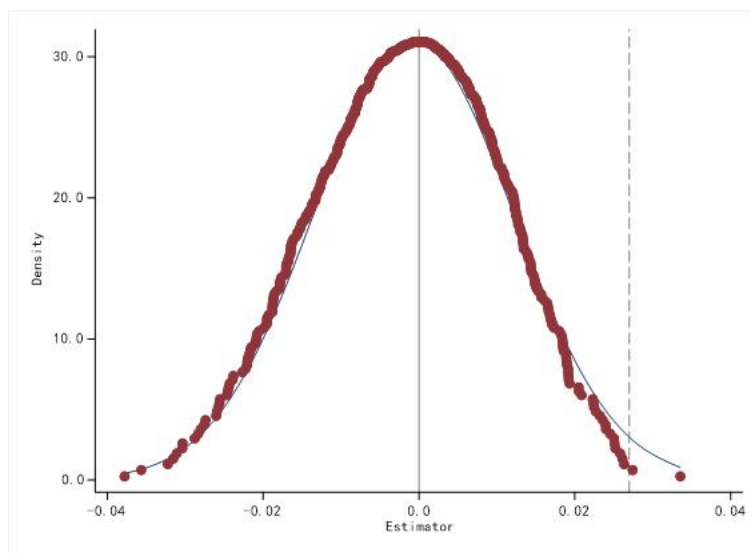


图 V3 安慰剂检验

附录 VI 机制检验补充内容¹²

1. 陆海新通道建设与物流交通基础设施硬连接

根据前文的背景和理论机制分析，西部陆海新通道发挥经济效应的主要途径，是通过通道物流基础设施建设，畅通西南五省市之间的内循环。其中，重点包括货运、物流和仓储等基础设施的建设与完善。为此，本文首先检验了西部陆海新通道站点建设对货运火车站、货运场、物流和仓储中心建设的影响，将上述四种物流交通基础设施加总并作为被解释变量的回归结果报告于表 VI 1，可以看出，陆海新通道建设显著增加了城市货运火车站、普通货运以及物流仓储中心的数量。该结果说明，西部陆海新通道建设显著改善了西部地区交通物流基础设施，为畅通五省市之间的内循环发挥了重要作用。

表 VI 1 西部陆海新通道与基础设施建设

	(1)
	基础设施硬连接
开通陆海新通道站点	0.043** (0.021)
前定变量×年份	是
城市固定效应	是
年份固定效应	是
调整后的 R ²	0.910
观测值	610

2. 物流交通基础设施硬连接促进内循环

内循环的基础在于多式交通基础设施互联互通，货运火车站、货运堆场、仓储和物流中心串点成链是上述区域内和区域间内循环得以实现的基础。正如理论部分所述，物流交通基础设施硬连接有利于破解市场壁垒，加快区域间要素流动，实现区域间一体化发展。为此，通过将货运火车站口、货运站、仓储和物流中心加总至城市层面，我们对城市层面物流交通基础设施硬连接进行综合测度，并进一步验证了物流交通基础设施如何影响区域内一体化发展、区域内企业投资进入增加以及区域间内循环。回归结果主要发现：（1）物流交通基础设施硬连接能够实现西南地区一体化发展，表现为资本市场一体化、行政一体化水平都有所提高（详见表 VI 2）；（2）物流交通基础设施硬连接还能促进企业投资进入，全国其他城市对站点城市的异地投资、工商注册企业的增量和存量都有所增加（详见表 VI 3）；（3）交通基础设施硬连接还一定程度上实现了区域间一体化发展，体现为物流交通基础设施建设促进了陆海新通道城市与长江经济带城市、陆海新通道城市与中欧班列城市的资本一体化和行政一体化发展（详见表 VI 4）。

¹² 感谢匿名审稿人的建议。

表 VI2 交通基础设施硬连接对市场一体化的影响

	(1)	(2)	(3)
	西南五省市内异地投资数量	行政一体化	互引频次
基础设施硬连接	0.042*** (0.010)	2.680*** (0.938)	0.057*** (0.026)
前定变量×年份	是	是	是
城市固定效应	-	是	-
城市对固定效应	是	-	是
年份固定效应	是	是	是
调整后的 R ²	0.881	0.619	0.344
观测值	36600	420	15670

注：表 VI 2 是对基础设施影响市场一体化检验的结果。列（1）异地投资数量是 2012-2021 年西南城市在站点城市异地设立子公司数量的对数；列（2）行政一体化是基于 2012-2021 年各个城市政府工作报告中涉及“陆海新通道”段落中表达的关于横向府际合作意愿的词频；列（3）互引频次则是各个城市 2012-2021 年政府工作报告中引用其他城市的次数。自治州和部分城市政府工作报告缺失导致样本量减少。

表 VI3 基础设施硬连接对企业投资进入

	(1)	(2)	(3)
	全国其他城市对企业异地投资	增量企业进入	存量企业进入
基础设施硬连接	0.061*** (0.006)	3.214*** (0.506)	8.463*** (1.707)
前定变量×年份	是	是	是
城市对固定效应	是	-	-
乡镇固定效应	-	是	是
年份固定效应	是	是	是
调整后的 R ²	0.814	0.943	0.985
观测值	181780	99660	99660

注：表 VI 3 是对基础设施影响企业投资进入检验的结果。列（1）投资数量是西南五省区之外国内其他城市对陆海新通道站点城市的投资数量的对数。列（2）企业进入（增量）是年份-乡镇层面的新增相关行业企业注册数量的对数；列（3）企业进入（存量）是年份-乡镇层面的累积企业注册数量的对数。

表 VI4 基础设施硬连接对衔接重大战略通道

Panel A: 衔接长江经济带					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	投资数量		车流量		行政一体化
	长江经济带 对新通道	新通道 对长江经济带	长江经济带 对新通道	新通道 对长江经济带	长江经济带 词频
基础设施连接	0.073*** (0.010)	0.094*** (0.010)	-0.036 (0.166)	0.176 (0.190)	0.216* (0.126)
前定变量×年份	是	是	是	是	是
城市固定效应	-	-	-	-	是
城市对固定效应	是	是	是	是	-
年份固定效应	是	是	是	是	是

调整后的 R ²	0.827	0.861	0.960	0.958	0.304
观测值	67100	67100	2891	2866	420
Panel B: 对接中欧班列					
	中欧班列对 新通道	新通道 对中欧班列	中欧班列对 新通道	新通道 对中欧班列	中欧班列词 频
基础设施连接	0.120*** (0.026)	0.190*** (0.026)	0.122 (0.396)	0.614 (0.410)	0.237* (0.130)
前定变量×年份	是	是	是	是	是
城市固定效应	-	-	-	-	是
城市对固定效应	是	是	是	是	-
年份固定效应	是	是	是	是	是
调整后的 R ²	0.844	0.859	0.939	0.944	0.270
观测值	14640	14640	661	673	420

注：表 VI 4 是基础设施硬连接影响区域内循环检验的结果，Panel A 展示了交通基础设施硬连接影响陆海新通道衔接长江经济带的回归结果，Panel B 则是基础设施硬连接影响陆海新通道对接中欧班列的回归结果。Panel A 列（1）和（2）的被解释变量分别为长江经济带城市对西部陆海新通道城市异地投资的数量取对数、西部陆海新通道城市对长江经济带城市异地投资的数量取对数。Panel A 列（3）和（4）的被解释变量分别为长江经济带城市对西部陆海新通道城市的车流量取对数、西部陆海新通道城市对长江经济带城市的车流量取对数。Panel A 列（5）则报告了基础设施硬连接对“长江经济带”引用频次的影响；Panel B 列（1）和（2）的被解释变量分别为中欧班列城市对西部陆海新通道城市异地投资的数量取对数、西部陆海新通道城市对中欧班列城市异地投资的数量取对数。Panel B 列（3）和（4）的被解释变量分别为中欧班列城市对西部陆海新通道城市的车流量取对数、西部陆海新通道城市对中欧班列城市的车流量取对数。Panel B 列（5）则展示了交通基础设施硬连接对“中欧班列”引用频次的影响。

3. 物流交通基础设施促进外循环

在西部陆海新通道建成之前，内陆地区通往沿海港口的运输成本非常高，根据逯建和施炳展（2014）的测算，对外贸易中的国内距离对贸易额的影响相当于 35-95 倍国际距离。意味着内陆地区离海的距离，比沿海地区到贸易伙伴国的距离还要远。通道建成后，西部站点城市拥有了至北部湾港口的班列直达线和西南出海口，使得西南地区货物运输时间和成本大幅下降（丛晓男，2021），进而带动了西部地区的贸易繁荣（孙天阳和陆毅，2024）。因此，内循环中的交通基础设施建设是压缩境内贸易成本、实现西部地区外循环的主要因素（丛晓男，2021）。为对此进行检验，本文收集了全国各省货运火车站、货运场、物流和仓储中心的数量，将其加总至省份层面并与陆海新通道的外生冲击交乘，报告于表 VI 5 的回归结果发现，伴随着陆海新通道建设，交通基础设施缩短了国内贸易距离，进而实现了西南五省区更快的贸易增长。

表 VI 5 新通道开通、基础设施硬连接与进出口贸易

	(1)	(2)	(3)
	进出口贸易总额	出口贸易额	进口贸易额
交通基础设施×陆海新通道	0.120*** (0.041)	0.136*** (0.042)	0.211*** (0.075)
省份-国家对固定效应	是	是	是

年份-月份固定效应	是	是	是
调整后的 R ²	0.865	0.864	0.819
观测值	262023	254251	158187

4. 吸引外来投资

西部陆海新通道的建设有利于降低西部地区运输成本,缩小中西部和东部地区资本收益差距。因此,西部陆海新通道的建设对于吸引国际投资,提升国际区域经济合作层次具有重要作用(许培源和孙明松,2023)。本文对陆海新通道建设影响外资进入的渠道进行检验,回归结果报告于表 VI 6,可以看出,该结果并不显著。这说明,现阶段陆海新通道的开通尚未吸引外商和境外投资的进入。原因可能是西部地区的市场化、法制化和国际化水平还有待改善,营商环境仍是西部地区吸引外资进入的硬伤。

表 VI6 新通道开通与外资进入

	(1)	(2)
	外商投资数量	外商投资金额
开通陆海新通道站点	0.006 (0.006)	0.028 (0.091)
前定变量×年份	是	是
乡镇固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
调整后的 R ²	0.615	0.264
观测值	99660	99660

注:表 VI 6 是对外商直接投资渠道检验的结果。列(1)外商投资数量是国外和中国港澳台投资笔数取对数,列(2)外商投资金额是国外和中国港澳台投资金额取对数。

5. 两大战略通道的进出口贸易

西部陆海新通道不仅实现了与长江经济带和中欧班列城市之间的联动,还为上述两大战略通道提供了通往东南亚、南亚市场更为便捷的货物运输路径。因此,该种区域间的内循环有望转化为被衔接区域外循环的动力,进而实现长江经济带和中欧班列新一轮的贸易增长。为对此进行检验,本文计算了长江经济带城市数量占全省城市数量的比重作为 *treat*,以陆海新通道首次开通的时间作为 *post*,分析了新通道开通对长江经济带进出口贸易的影响。表 VI 7 第(1)-(3)列的结果显示,新通道开通显著提高了长江经济带的出口贸易总额。在列(4)-(6)中,我们还以同样的方式检验了陆海新通道开通对中欧班列进出口贸易的影响,结果显示,陆海新通道显著促进了中欧班列贸易繁荣,体现为出口贸易增长。但陆海新通道建设开通对上述两大战略的进口贸易不存在显著影响。

表 VI7 两大战略通道的进出口贸易

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	进出口	出口	进口	进出口	出口	进口
	长江经济带			中欧班列		

战略城市×新通道开通时间	0.120*** (0.028)	0.115*** (0.028)	0.034 (0.056)	0.974*** (0.213)	1.033*** (0.208)	-0.299 (0.388)
各省长江经济带城市数量×年份	是	是	是	-	-	-
各省每年中欧班列城市新增数量	-	-	-	是	是	是
省份-国家对固定效应	是	是	是	是	是	是
年份-月份固定效应	是	是	是	是	是	是
调整后的 R ²	0.874	0.874	0.819	0.874	0.874	0.819
观测值	221504	214814	137111	221504	214814	137111

注：表 VI 7 展示了陆海新通道建设如何影响长江经济带和中欧班列进出口贸易的回归结果，所有回归均参照正文表 6 的规范。由于 2016 年 9 月，《长江经济带发展规划纲要》正式印发并一次性规划了 11 个省市内的试点城市，故未对长江经济带的政策效应进行控制，本文在列（1）-（3）中加入了 2016 年各个省内的长江经济带城市数量与年份固定效应的交乘项；为控制中欧班列的经济效应，本文在列（4）-（6）中加入了每年各个省新增中欧班列城市个数的控制变量。

附录 VII 拓展性分析

1. 是否位于主通道的异质性结果

首先，本文考察了主通道站点城市和非主通道站点城市的差异化结果。前文中，我们以实际产生货运量的站点城市作为处理组，但处理组城市中既包含国家战略布局的主通道站点城市，¹³也包含加入陆海新通道建设的周边城市。主通道站点城市拥有直达北部湾港口的铁路运输路线，且在国家战略规划下主通道的铁路运输能力不断提升（石福才和李光辉，2024）。而周边加入站点行列的城市不仅相对远离北部湾港口，且其交通基础设施建设并未纳入国家战略规划。为此，我们推测，西部陆海新通道建设对主通道站点城市经济增长的影响更大。为对此进行检验，表 VII 1 第（1）列将是否是主通道站点城市与核心解释变量的交互项加入到基准回归中，结果显示，西部陆海新通道开通对主通道站点城市的经济增长具有显著的促进效应。这表明通道建设的顶层设计和交通物流规划对于强化物流节点城市的枢纽辐射作用、拉动西部地区经济增长具有重要意义。

2. 距北部湾港口距离异质性结果

其次，本文分析了陆海新通道建设对靠近港口和远离港口站点城市经济增长的异质性影响。西南内陆地区与海岸线相距较远而面临昂贵的运输成本，因而限制了西南内陆地区的贸易和经济发展。陆海新通道建设开通后，通过海铁联运为西南内陆地区货物进出口提供了高效便捷的运输路径。这一战略举措对于原本远离港口的站点城市来说，意味着出海成本大幅降低。这些城市在获得海铁联运带来的便捷出海通道和港口资源后，经济增长幅度理应随之提高。相较而言，在陆海新通道开通之前，距离北部湾港口较近的站点城市已享有近距离港口运输的优势，所受到的边际影响较小。为验证这一预期效应，本文使用 Arcgis 软件计算了各样本城市与北部湾港口之间的距离，将城市距北部湾港口距离与陆海新通道交乘，回归结果报于表 VII 1 第（2）列。结果显示，陆海新通道建设对距离北部湾港口较远的站点城市的经济增长有显著的促进效应。上述结果表明陆海新通道建设有利于降低西南地区高昂的内陆运输成本并缓解“西货东出”的现实困境，缩小东西部贸易差距（孙天阳和陆毅，2024）。

3. 是否同时为跨境公路联运站点的异质性结果

最后，本文还检验了当站点城市同时成为跨境公路运输站点时，其经济增长效应是否更强。西部陆海新通道以铁海联运为主，辅之以跨境公路运输，通过重要站点城市和边境口岸的联动，实现与东南亚和南亚的陆上货物联系。在前文中，我们主要关注海铁联运的经济增长效应，在异质性检验中，我们进一步分析了当站点城市兼有两者运输职能时，经济增长速度是否更快。将是否为跨境公路运输站点城市的虚拟变量与是否陆海新通道站点交乘并纳入模型，回归结果报告于表 VII 1 第（3）列。可以看出，陆海新通道的经济增长效应集中于

¹³ 参考前文背景分析，三条主通道分别为：自重庆经贵州贵阳、广西南宁至北部湾出海口；自重庆经湖南怀化、广西柳州至北部湾出海口；自四川成都经四川泸州或四川宜宾、广西百色至北部湾出海口。

同时兼有两种联运职能的城市。该结果表明，以海铁联运为主、跨境公路运输为辅的立体联运方式对站点城市经济增长具有显著促进作用。

表 VII 1 异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)
	平均灯光亮度		
开通陆海新通道站点×是否为主通道沿线城市	0.040** (0.016)		
开通陆海新通道站点×距北部湾港距离		0.008*** (0.002)	
开通陆海新通道站点×开通跨境公路站点			0.061*** (0.013)
前定变量×年份	是	是	是
乡镇固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
调整后的 R ²	0.981	0.981	0.981
观测值	99660	99660	99660

注：表 VII 1 是异质性检验的结果。列（1）是站点城市是否位于主通道的异质性检验，列（2）是站点城市距北部湾港口距离的异质性检验，列（3）是站点城市是否同时为跨境公路运输站点的异质性检验。上述回归均控制是否开通陆海新通道站点。

参考文献

- [1]丛晓男,“西部陆海新通道经济影响及其区域协作机制”,《中国软科学》,2021年,第2期,第65-78页。
- [2]Ehrlich, M. V., and Seidel, T., “The Persistent Effects of Place-Based Policy: Evidence from the West-German Zonenrandgebiet”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2018, 10(4), 344-374.
- [3]Elvidge, C., D., et al., “Fifty Years of Nightly Global Low-Light Imaging Satellite Observations”, *Frontiers in Remote Sensing*, 2022.
- [4]Gibson, J., Olivia, S., Boe-Gibson, G., and Li, C., “Which Night Lights Data Should We Use in Economics, and Where?”, *Journal of Development Economics*, 2021, 149, 102602.
- [5]郭峰、熊云军、石庆玲,“数字经济与行政边界地区经济发展再考察——来自卫星灯光数据的证据”,《管理世界》,2023年第4期,第16—33页。
- [6]Henderson, J. V., A. Storeygard, and D. N. Weil, “Measuring Economic Growth from Outer Space”, *American Economic Review*, 2012, 102(2), 994-1028.
- [7]Jia, J., Liang, X., and Ma, G., “Political Hierarchy and Regional Economic Development: Evidence from a Spatial Discontinuity in China”, *Journal of Public Economics*, 2021, 194, 104352.
- [8]Jia, J., Ma, G., Qin, C., and Wang, L., “Place-Based Policies, State-Led Industrialisation, and Regional Development: Evidence from China’s Great Western Development Programme”, *European Economic Review*, 2020, 123, 103398.
- [9]蒋灵多、陆毅、张国峰,“自由贸易试验区建设与中国出口行为”,《中国工业经济》,2021年第8期,第1—15页。
- [10]Lipscomb, M., Mobarak, M. A., and Barilam, T., “Development Effects of Electrification: Evidence from the Topographic Placement of Hydropower Plants in Brazil”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2013, 5(2), 200-231.
- [11]刘修岩、李松林、秦蒙,“城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择”,《管理世界》,2017年第1期,第51—64页。
- [12]Lu, F., Sun, W., and Wu, J., “Special Economic Zones and Human Capital Investment: 30 Years of Evidence from China”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2023, 15(3), 35-64.
- [13]逯建、施炳展,“中国的内陆离海有多远:基于各省对外贸易规模差异的研究”,《世界经济》,2014年,第37卷第3期,第32-55页。
- [14]Lu, Y., Tao, Z., and Zhang, Y., “How Do Exporters Respond to Antidumping Investigations?”, *Journal of International Economics*, 2013, 91(2), 290-300.

- [15]吕冰洋、贺颖，“迈向统一市场:基于城市数据对中国商品市场分割的测算与分析”，《经济理论与经济管理》，2020 年第 4 期，第 13—25 页。
- [16]马光荣、赵耀红，“行政区划壁垒、边界地区公共品提供与经济发展”，《金融研究》，2022 年第 8 期，第 55—73 页。
- [17]Samuelson, P. A., “The Transfer Problem and Transport Costs, II: Analysis of Effects of Trade Impediments”, *The Economic Journal*, 1954, 64(254), 264-289.
- [18]石福才、李光辉，“新形势下加快西部陆海新通道建设：成就、挑战与新思路”，《广西大学学报（哲学社会科学版）》，2024 年第 3 期，第 193—200 页。
- [19]孙天阳、陆毅，“中国—东盟经贸合作：西部陆海新通道的现状考察”，《经济与管理评论》，2024 年第 4 期，第 19—30 页。
- [20]徐康宁、陈丰龙、刘修岩，“中国经济增长的真实性的检验：基于全球夜间灯光数据的检验”，《经济研究》，2015 年第 9 期，第 17—29 页。
- [21]杨玉浦、魏楚，“建设全国统一大市场：基于市场分割的研究”，《产业经济评论》，2025 年第 1 期，第 1—17 页。
- [22]余泳泽、胡山、杨飞，“国内大循环的障碍:区域市场分割的效率损失”，《中国工业经济》，2022 年第 12 期，第 108—126 页。
- [23]宣扬、武凯文，“超时加班与劳动收入份额：基于卫星夜间灯光的经验证据”，《世界经济》，2023 年第 10 期，第 217—240 页。
- [24]许培源、孙明松，“西南陆海新通道建设的空间经济效应：促进中国东西部协调发展的视角”，《中国软科学》，2023 年第 8 期，第 96—107 页。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。