

# 西部陆海新通道建设的区域经济追赶效应

——基于省级面板数据的实证研究

袁伟彦 方柳莉 刘添天

(广西师范大学经济管理学院 广西桂林 541006)

**摘要:**西部陆海新通道建设在我国区域协调发展中的重要地位,为西部地区经济高质量发展和融入新发展格局提供有力支撑是其重要目标构成。本文基于1995—2020年省级面板数据的双重差分模型进行实证检验,发现:新通道建设的经济追赶效应具有地区差异性,显著促进了最先参与新通道建设的重庆、广西和贵州的经济追赶速度;基于合成控制法的“反事实”检验显示,新通道建设对贵州经济追赶速度的正向促进作用最大,对重庆的作用次之,对广西的正向促进作用最小;对这三个省份的促进作用均存在显著的时间差异;新通道建设产生的经济追赶效应没有表现出持续性。基于上述分析,本文提出为强化新通道建设的区域协调发展作用,需要进一步释放其长期经济追赶效应并避免陷入“政策陷阱”。

**关键词:**西部陆海新通道;经济追赶效应;西部地区

**中图分类号:**F127 **文献标志码:**A **文章编号:**2095-1124(2022)05-0025-12

**DOI:** 10.12181/jjgl.2022.05.04

西部陆海新通道建设是推进西部大开发的重大举措,在我国区域协调发展中的重要地位。由于多重因素的长期作用,我国经济存在区域发展不平衡问题,其中一个突出表现就是“东高西低”。以2019年为例,西部地区十二个省区市人口占我国总人口的27.2%,但名义GDP仅占我国名义GDP的20.8%;人均名义GDP仅略高于东北地区,约为我国人均名义GDP的76.9%、东部地区的56.9%、中部地区的91.5%;居民人均名义可支配收入也只有我国居民人均名义可支配收入的78.0%、东部地区的60.8%、中部地区的92.1%、东北地区的87.6%<sup>①</sup>。区域发展不平衡尤其是西部地区发展滞后已成为影响我国经济发展的一个主要问题。

自2017年8月重庆、广西、贵州和甘肃签署《关于合作共建中新互联互通项目南向通道的框架协议》以来,西部陆海新通道产生了广泛的社会影响,也带动了一大批交通基础设施项目跟进,以物流网络硬件设施建设为基础,以海铁联运班列列为龙头,以信息服务和制度创新为保障,新通道已逐渐成为我国联接东盟的便捷运输通道。西部陆海新通道不但有力地改善了沿线地区的内联外通条件,优化了产业发展硬环境,也为这些地区融入双循环新发展格局提供了便利。但是,大量理论分析和实践经验表明,交通运输体系质量与效率的改善并不必然带来经济的快速增长,对西部陆海新通道建设能否赋能沿线地区加快追赶我国经济整体发展水平的步伐、推动区域协调发展需要进行深入探讨。

## 一、文献回顾

西部陆海新通道是中新(重庆)互联互通示范项目的重要组成部分,既是国家重大发展战略,又是跨地区

收稿日期:2022-04-27

基金项目:国家社会科学基金西部项目“西部陆海新通道的区域经济增长效应及实现路径研究”(19XJL003)。

作者简介:袁伟彦(1975—),男,博士,副教授,硕士研究生导师,研究方向为区域发展与政策;方柳莉(1999—),女,硕士研究生,研究方向为可持续发展。

的贸易运输大通道,其对经济增长的影响及潜在的区域经济追赶效应也源于此。

众多学者对国家战略通过要素集聚、制度供给等渠道影响地区经济增长问题进行了研究。刘生龙等<sup>[1]</sup>基于1987—2007年省际面板数据发现,西部大开发通过实物投资特别是基础设施投资使西部地区自2000年以来年均经济增长率增加了约1.5个百分点;陈虹和杨成玉<sup>[2]</sup>基于不同自由贸易情境的模拟分析表明,“一带一路”建设有效地改善了沿线国家和地区的贸易条件,带动参与国家和地区实现宏观经济及经贸水平稳定增长;晁恒等<sup>[3]</sup>认为,在既定范围内通过空间层级和尺度重组动员社会空间的生产和再生产是增加资本积累和提高全球竞争力的重要途径,而国家级新区的设立有利于推动策略性尺度重构与梯度差别性制度供给,有利于推动所在地区嵌入全球资本循环网络,进而促进区域经济快速增长;叶修群<sup>[4]</sup>基于2003年第1季度至2016年第1季度的省级面板数据发现,设立上海、广东自由贸易试验区显著提高了两地的GDP增长率;卢飞等<sup>[5]</sup>基于双重差分倾向得分匹配方法(PSM-DID)的研究表明,“比照东北振兴”政策和“比照西部大开发”政策的实施对中部崛起具有战略意义,其中前者使处理组的城市经济规模得到了显著提升;王升泉等<sup>[6]</sup>的实证研究也表明实施中部崛起战略有利于应对区域发展不均衡问题,同时还发现该战略的经济增长效应存在时空差异;郑展鹏等<sup>[7]</sup>基于1997—2015年省级数据进行实证研究,认为中部崛起战略的实施提高了河南、湖北的经济增长率和全要素生产率,但对河南的促进作用小于湖北,其中人力资本积累、产业结构、城镇化水平及科技发展政策导向等差异是造成这种差距的重要原因。同时也有研究文献得出了截然相反的结论。例如,刘瑞明和赵仁杰<sup>[8]</sup>基于1994—2012年地级市面板数据的分析结果表明,西部大开发并未有效地推动西部地区GDP及人均GDP实现快速增长,原因是存在“政策陷阱”,在既有体制激励下,在西部大开发过程中,政府将精力过度集中于固定资产投资和资源、能源开发,忽视了体制改革和软环境建设,造成相关地区人力资源挤出、产业结构调整滞后;胡海洋等<sup>[9]</sup>基于1999—2017年地级市数据的分析同样表明,中部崛起战略的实施没有推动相关地区人均GDP和居民人均可支配收入提高,原因是固定资产投资、政府支出大幅增加大大地挤压了经济结构转型空间。

交通基础设施建设的经济增长效应也是长期以来人们讨论的焦点。部分文献表明交通条件改善与地区经济增长之间的关系存在不确定性。认为两者关系不确定的文献主要依据企业区位选择理论、新经济地理(NEG)理论、行为理论、制度理论分析框架以及企业选择理论、创新决策理论等理论框架展开研究,强调交通基础设施建设只是改善了经济增长的基础和外部环境,其能否转化为经济增长的动力还受人力资本水平、制度设计及其他地区竞争力等多重因素影响。部分文献认为交通基础设施建设有助于正向推动经济增长,其强调交通基础设施建设对地区经济发展存在外部溢出效应、效率改进效应、产业集聚效应、区域发展效应及现代化效应<sup>[10]</sup>。例如,周浩和郑筱婷<sup>[11]</sup>、刘志红和王利辉<sup>[12]</sup>的研究均提供了交通基础设施建设能够促进地区经济增长的证据;刘生龙和胡鞍钢<sup>[13]</sup>也发现交通基础设施建设有利于缩小地区发展差距。但也有文献对两者存在正相关关系的观点提出质疑。例如,Crescenzi等<sup>[14]</sup>发现交通条件改善对经济增长的影响具有地区特征,一些国家和地区交通条件的改善对经济增长的作用并不明显;张克中和陶东杰<sup>[15]</sup>、蔡晓慧和茹玉骢<sup>[16]</sup>、廖茂林等<sup>[17]</sup>的实证研究均表明,由于先发地区的“虹吸”作用及投资上的“挤出效应”,交通基础设施建设不但有可能加快欠发达地区资源流出,还有可能抑制企业创新、削弱民间投资,从而负向影响地区经济增长。

国家战略实施、交通基础设施建设与地区经济增长之间关系的不确定性凸显了探讨西部陆海新通道建设区域经济追赶效应的重要性。通过文献梳理可以知道,已有关于西部陆海新通道的研究主要侧重于探讨如何加快建设进程和提升运输效率<sup>[18]</sup>、强化政策供给<sup>[19]</sup>,分析新通道建设的某一方面效应如城市空间效应<sup>[20]</sup>及贸易效应<sup>[21]</sup>等问题,未对其综合作用进行讨论。研究新通道建设的区域经济追赶效应可以为优化战略实施、增强各部门及沿线各地区合作共建新通道的内生动力提供参考,有助于更充分地释放新通道的区域经济追赶

效应, 强化新通道建设的区域协调发展作用。

## 二、研究设计

### (一) 实证方法

西部地区的经济追赶体现在西部各省份的经济增长速度超过我国经济整体增长速度, 因此, 在实证研究中, 本文将西部陆海新通道建设的区域经济追赶效应定义为使西部地区经济增长速度超过我国经济整体增长水平的效应。据此, 本文所关注的问题就是新通道建设是否能使沿线地区的经济增长速度超过我国经济整体增长水平, 或新通道建设能否扩大沿线地区经济增长速度超过我国经济整体增长水平的幅度。

为解决上述问题, 本文将新通道建设视为一项政策实验, 使用双重差分(DID)模型实证检验新通道建设的区域经济追赶效应。其基本原理是根据新通道建设规划分别构造受新通道建设影响的“处理组”和不受新通道建设影响的“控制组”, 通过控制“处理组”和“控制组”之间的共同影响因素来比对新通道建设前后“处理组”和“控制组”的经济增长速度与我国经济整体增长水平之差的差异, 从而识别出新通道建设的经济追赶效应。使用双重差分模型进行检验可以有效地避免新通道建设地区非完全随机确定带来的内生性问题。同时, 考虑到沿线各省区市参与新通道建设的时间不同, 本文使用渐进性双重差分模型检验新通道建设的区域经济追赶效应。参照叶修群<sup>[4]</sup>和周玉龙等<sup>[22]</sup>的做法, 本文将实证模型设定为:

$$\Delta \ln y_{it} = \alpha + \varphi WLS C_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (I)$$

在模型(I)中,  $\Delta \ln y_{it}$ 为第*t*期第*i*个省份与我国经济增长速度之差;  $WLS C_{it}$ 为表示是否参与新通道建设的虚拟变量。如果地区*i*在第*t*期已参与新通道建设, 即加入通道合作共建机制, 则 $WLS C_{it} = 1$ , 否则 $WLS C_{it} = 0$ 。 $X$ 为一组共同影响“处理组”和“控制组”经济追赶速度但又与新通道是否已建设无关的控制变量;  $\lambda_i$ 表示影响经济追赶效应的地区特征;  $\eta_t$ 表示影响经济追赶效应的时间特征;  $\alpha$ 为常数项;  $\varepsilon_{it}$ 为服从正态分布的随机扰动项。

参考刘志红和王利辉<sup>[12]</sup>、叶修群<sup>[4]</sup>和周玉龙等<sup>[22]</sup>的经验并结合数据可获得性, 设定模型(I)中向量组*X*包含的控制变量分别为第二产业占比差距 $\Delta \ln sir$ 、第三产业占比差距 $\Delta \ln tip$ 、人力资本水平差距 $\Delta \ln hp$ 、消费程度差距 $\Delta \ln cms$ 和城镇化发展差距 $\Delta \ln urb$ 。前两个变量捕捉经济结构调整对经济增长的作用, 后三个变量分别反映人力资源禀赋、消费市场和城镇化差异对经济增长的影响。

为检验双重差分法估计结果的稳健性并探讨新通道建设的经济追赶效应是否存在时空差异, 应继续进行“反事实”分析。参考 Abadie 等<sup>[23]</sup>、刘志红和王利辉<sup>[12]</sup>、叶修群<sup>[4]</sup>的做法, 本文通过比较假设新通道建设时间提前与不提前两种情境下系数 $\varphi$ 的估计结果来判断双重差分法估计结果是否稳健; 通过比较 $\Delta \ln y_{it}$ 的真实值与假设没有新通道建设影响的模拟值 $\Delta \ln \tilde{y}_{it}$ 之间的差距来评估新通道建设的经济追赶效应是否存在, 此时, 新通道建设在第*t*期对地区*i*产生的经济追赶效应为 $ece_{it}$ ,  $ece_{it} = \Delta \ln y_{it} - \Delta \ln \tilde{y}_{it}$ 。

### (二) 研究样本

西部陆海新通道建设具有明显的渐进性特征。其实质性建设始于重庆、广西、贵州和甘肃签署框架协议的2017年8月, 此后, 青海和新疆分别于2018年6月和8月加入合作共建“南向通道”工作机制, 2019年1月云南和宁夏加入, 同年5月和7月陕西和四川分别加入, 2019年8月国家发改委印发《西部陆海新通道总体规划》, 将内蒙古呼和浩特、海南和广东湛江纳入建设范围。根据上述规划, 西部陆海新通道建设的主通道、重要枢纽和核心覆盖区包括重庆、四川、广西、贵州和云南, 辐射延展带包括陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等省份, 内蒙古呼和浩特、海南洋浦港和广东湛江港则是通道体系建设的重要支撑。

根据新通道建设的渐进性、各省份在通道建设中的重要性以及经济增长效应的滞后性, 本文构建四个

“处理组”检验新通道建设的区域经济追赶效应:处理组1包括广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆等10个省区市;处理组2在处理组1的基础上剔除位于辐射延展带的陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆;处理组3在处理组2的基础上进一步剔除较晚加入合作共建机制的四川和云南;考虑到新通道建设的目的是打通对外贸易通道,而广西拥有对外贸易港口,所以将处理组4设定为不包括广西但包括同样位于主通道、重要枢纽和核心覆盖区的重庆、四川、贵州和云南四个省市。考虑到数据可获得性,本文用除处理组1、西藏和港澳台地区外的其余20个省区市构成相应的控制组。

### (三) 变量数据

各省区市与我国经济增长速度之差为以2010年价格计算的省区市经济增长速度减去我国经济增长速度,其中,增长速度用当年GDP真实值与前一年GDP真实值之比的自然对数值表示;第二、三产业占比差距分别为同年各省区市第二产业、第三产业增加值与GDP比值的自然对数值与我国相应值之差;人力资本差距、消费程度差距和城镇化差距的计算方法按上述方法类推。受数据获取的约束,人力资本用抽样调查人口中受教育程度为大专及以上学历人口数占受教育程度为小学及以上人口数的比重来衡量,消费程度用社会消费品零售总额占GDP的比重来衡量,城镇化用城镇人口占比表示,各变量均取自然对数。各变量的描述性统计具体见表1。

表1 各变量描述性统计

变量	均值	标准差	最大值	最小值	观测值
$\Delta \ln y$	0.00159	0.02785	0.08840	-0.10517	750
$\Delta \ln sir$	-0.06312	0.20987	0.28641	-0.88101	750
$\Delta \ln tip$	-0.01360	0.15651	0.59452	-0.36671	750
$\Delta \ln hp$	0.02783	0.44221	1.76269	-1.30462	750
$\Delta \ln cms$	-0.01495	0.14134	0.57114	-0.55284	750
$\Delta \ln urb$	-0.01207	0.27249	0.91445	-0.67921	750
WLSC	0.04000	0.19609	1.00000	0.00000	750

省级面板数据的时间跨度为1995—2020年,原始数据来源于《中国统计年鉴》、各地区统计年鉴和CEIC中国经济数据库。本文缺乏河北、浙江、福建、广东等省1995—2004年期间个别年度的城镇人口数据,这些缺失的数据可以利用相邻两个年度的数据通过平均平滑法推算得到。

## 三、实证结果及分析

### (一) 双重差分法检验结果

首先检验处理组1各省区市新通道建设的区域经济追赶效应。根据检验模型(I)逐项加入控制变量的双重差分模型估计结果如表2所示。

表2 双重差分模型估计结果(一)

变量	处理组1					
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
WLSC	0.0074 (1.25)	0.0038 (1.14)	0.0041 (1.22)	0.0037 (1.42)	0.0038 (1.25)	0.0031 (1.37)
$\Delta \ln sir$		0.0521*** (5.54)	0.0622*** (4.99)	0.0568*** (4.46)	0.0577*** (4.55)	0.0512*** (3.67)

表 2 (续)

变量	处理组 1					
	模型 ( 1 )	模型 ( 2 )	模型 ( 3 )	模型 ( 4 )	模型 ( 5 )	模型 ( 6 )
$\Delta \ln tip$			0.0240 (1.24)	0.0180 (0.91)	0.0318 (1.58)	0.0270 (1.31)
$\Delta \ln hp$				0.0106** (1.97)	0.0130** (2.39)	0.0117** (2.10)
$\Delta \ln cms$					-0.0344*** (-2.88)	-0.0381*** (-3.08)
$\Delta \ln urb$						0.0112 (1.12)
常数项	0.0013 (1.35)	0.0047*** (4.17)	0.0057*** (4.14)	0.0050*** (3.52)	0.0046*** (3.29)	0.0041** (2.99)
地区固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.23	0.29	0.30	0.35	0.38	0.38
观测值	750	750	750	750	750	750

注: 括号内数据为 t 统计值; \*\*\*, \*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 显著性水平下拒绝原假设。

从表 2 可以看出, 逐项加入控制变量得到的各模型系数  $\varphi$  及其他控制变量系数的估计值非常接近 (模型 (1)~模型 (6)), 说明模型估计结果稳健。同时由于各模型系数  $\varphi$  的估计值虽然大于零但在统计意义上均不显著, 说明从统计角度不能确定新通道建设是否具有经济追赶效应。

此外, 其他控制变量的系数估计结果表明: 第二产业发展是推动西部地区实现经济追赶的重要力量, 西部地区第二产业占比比我国相应的整体水平高, 有利于扩大西部各省区市经济增长速度超过我国经济整体增长水平的幅度; 人力资本水平是西部地区追赶我国其他地区经济发展水平的关键, 缩小西部地区与其他地区人力资本水平的差距有助于提升西部地区经济追赶速度。第二产业发展势头较好反映了西部地区工业部门比其他产业部门生产率高、有利于拉动经济增长的事实, 人力资本水平则体现了人力资源禀赋对经济增长的重要作用, 这与一些研究者例如刘瑞明和赵仁杰<sup>[8]</sup>、胡海洋等<sup>[9]</sup>得出的经济转型与人力资本水平影响西部大开发和中部崛起战略实施效应的结论一致。消费程度与我国整体消费程度的差距与各省区市经济发展水平正相关, 此系数估计值显著为负, 一方面可以反映地区经济发展水平越低, 经济增长速度越快, 另一方面也说明随着跨行政区划的市场整合不断加强和贸易往来不断加深, 地区内部供需关系受到削弱。

处理组 1 各模型的  $\varphi$  估计值在统计意义上不显著可能源于新通道建设实施强度存在地理空间差异, 也可能源于追赶效应滞后导致研究周期无法真实地反映新通道建设的经济追赶作用。为剔除上述干扰, 本文从实施强度和实施时间两个维度重新构建处理组检验新通道建设的区域经济追赶效应。

估计结果表明 (见表 3), 对不包括陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆等新通道辐射延伸带省区的处理组 2, 其双重差分模型虚拟变量系数  $\varphi$  的估计值在统计意义上仍不显著, 因此仍不能确定新通道建设是否具有区域经济追赶效应。但是如果将处理组缩减至只考虑位于主通道、重要枢纽和核心覆盖区且较早参与新通道建设的广西、重庆和贵州 (处理组 3), 或不包括沿海的广西但包括较早参与建设且位于主通道、重要枢纽和核心覆盖区的重庆、贵州、四川和云南 (处理组 4), 则系数  $\varphi$  的估计值在统计意义上显著, 而且逐项加入控制变

量得到的系数 $\varphi$ 的估计值在大小上也非常稳定<sup>②</sup>；除了第三产业差距外，其他控制变量的估计结果也与基于处理组1的估计结果接近；这说明在探讨新通道建设的区域经济追赶效应时，有必要考虑建设强度的空间差异与影响滞后问题。

表3 双重差分模型估计结果（二）

变量	处理组2		处理组3		处理组4	
	模型（1）	模型（6）	模型（1）	模型（6）	模型（1）	模型（6）
WLS C	0.0104 (1.39)	0.0053 (1.26)	0.0106* (1.72)	0.0073* (1.87)	0.0107* (1.72)	0.0067* (1.80)
$\Delta \ln sir$		0.0490*** (3.47)		0.0555*** (3.85)		0.0492*** (3.43)
$\Delta \ln tip$		0.0436** (2.02)		0.0430* (1.94)		0.0436** (1.98)
$\Delta \ln hp$		0.0138** (2.33)		0.0093 (1.48)		0.0130** (2.02)
$\Delta \ln cms$		-0.0322** (-2.57)		-0.0367*** (-2.79)		-0.0313** (-2.44)
$\Delta \ln urb$		0.0182 (1.67)		0.0090 (0.74)		0.0172 (1.54)
常数项	0.0011 (1.06)	0.0182* (1.67)	0.0008 (1.12)	0.0041** (2.38)	0.0013 (1.25)	0.0041*** (2.66)
地区固定	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
R2	0.23	0.38	0.29	0.40	0.28	0.40
观测值	625	625	575	575	600	600

注：括号内数据为t统计值；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%显著性水平下拒绝原假设。

## （二）稳健性检验

对作为参照系的控制组的不同选择可能会影响双重差分模型的估计结果，干扰对新通道建设区域经济追赶效应的判断，因此，本文接着通过更改控制组和假设新通道建设提前两种方法来变更参照系，重新基于处理组3和处理组4进行估计。

首先，考虑到《西部陆海新通道总体规划》将内蒙古呼和浩特、海南洋浦港和广东湛江港等地确定为新通道物流运输体系的重要支撑，交通基础设施项目布局可能会改变这些地区的经济增长轨迹，且内蒙古和海南两省区可能受到的影响比广东更大，所以将内蒙古和海南移出控制组。估计结果表明（见表4），控制组更改并没有影响系数 $\varphi$ 估计值的统计显著性和大小。同时从表4可以看出，第三产业占比差距的系数估计值在统计意义上不显著，其他控制变量系数值的估计结果与此前的结果基本一致。

表4 更改控制组及反事实检验结果

变量	更改控制组				假设新通道建设提前一年实施			
	处理组3		处理组4		处理组3		处理组4	
	模型（1）	模型（6）	模型（1）	模型（6）	模型（1）	模型（6）	模型（1）	模型（6）
WLS C	0.0097* (1.75)	0.0050* (1.80)	0.0100* (1.74)	0.0049* (1.81)	0.0154** (1.97)	0.0113 (1.47)	0.0187** (2.49)	0.0140* (1.88)

表 4 (续)

变量	更改控制组				假设新通道建设提前一年实施			
	处理组3		处理组4		处理组3		处理组4	
	模型 (1)	模型 (6)	模型 (1)	模型 (6)	模型 (1)	模型 (6)	模型 (1)	模型 (6)
$\Delta \ln sir$		0.0575*** (3.88)		0.0508*** (3.54)		0.0555*** (3.85)		0.0499*** (3.48)
$\Delta \ln tip$		0.0290 (1.26)		0.0306 (1.34)		0.0439** (1.99)		0.0450** (2.05)
$\Delta \ln hp$		0.0106* (1.74)		0.0142** (2.15)		0.0092 (1.48)		0.0123* (1.93)
$\Delta \ln cms$		-0.0489*** (-3.66)		-0.0421*** (-3.24)		-0.0362*** (-2.76)		-0.0314** (-2.47)
$\Delta \ln urb$		0.0092 (0.71)		0.0182 (1.55)		0.0081 (0.67)		0.0153 (1.37)
常数项	0.0007 (1.15)	0.0030* (1.89)	0.0012 (1.12)	0.0031** (2.25)	0.0007 (0.63)	0.0040** (2.33)	0.0010 (0.98)	0.0040*** (2.59)
地区固定	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是
R2	0.26	0.38	0.25	0.39	0.27	0.38	0.28	0.41
观测值	525	525	550	550	575	575	600	600

注: 括号内数据为t统计值; \*\*\*, \*\*和\*分别表示在1%、5%和10%显著性水平下拒绝原假设。

其次, 假设新通道建设提前一年开始, 在此假设基础上重新基于处理组 3 和处理组 4 分别进行估计。结果发现(见表 4), 基于处理组 3 的各模型系数 $\varphi$ 的估计值在统计意义上不显著, 但基于处理组 4 的各模型 $\varphi$ 的估计值在统计意义上显著, 说明从位于主通道、重要枢纽和核心覆盖区且参与建设较早的广西、重庆和贵州来看, 新通道建设的区域经济追赶效应估计结果是稳健的; 如果检验样本是重庆、贵州、四川和云南等四个省市, 则经济追赶的实现还可能来源于其他因素, 无法确定新通道建设是否产生经济追赶效应。

### (三) 动态检验

为进一步确认新通道建设是否改变了相关地区经济增长速度赶超我国经济整体增长水平的演变路径, 本文分别基于处理组 3 和处理组 4 进行动态检验。参考 Chen 等<sup>[24]</sup>、叶修群<sup>[4]</sup>的做法, 本文设定如下动态检验模型:

$$\Delta \ln y_{it} = \alpha + \sum_{n=j}^s \rho_n Z_{in} + \gamma X_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (II)$$

在模型 (II) 中,  $\rho_n$  为一组系数。如果地区  $i$  在第  $n$  期加入合作共建机制参与新通道建设, 则  $Z_{in} = 1$ , 否则  $Z_{in} = 0$ 。因为处理组 3 各省区市参与新通道建设的年度均为 2017 年, 处理组 4 的四川和云南参与新通道建设的年度为 2019 年, 所以对处理组 3 和处理组 4 的动态检验, 分别设定  $j = -3, s = 3$  和  $j = -3, s = 1$ 。

估计结果表明(见表 5), 对处理组 3, 无论是否加入控制变量, 系数  $\rho_n$  的估计值的统计显著性基本一致, 新通道开始建设第 1 年系数  $\rho_n$  的估计值不显著, 开始建设当年及建设后第 1 年系数  $\rho_n$  的估计值在统计意义上显

著,说明该处理组包括的各省份经济增长速度赶超我国经济整体增长水平的路径发生了改变,新通道建设促进了参与地区的经济追赶。此外,新通道开始建设后第2年和第3年系数 $\rho_n$ 的估计值在统计意义上均不显著,说明处理组与控制组的经济追赶路径重新变得没有明显差异,所以不能确定此时新通道建设是否存在经济追赶效应。这意味着参与新通道建设对广西、重庆和贵州产生的经济追赶效应没有表现出持续性,可能与新通道建设在样本期间仅仅起到刺激投资作用,从而仅在短期内促进这些地区的经济增长有关。

表5 动态检验结果

变量 WLSC	处理组3		处理组4	
	模型(1)	模型(6)	模型(1)	模型(6)
开始建设前 第3年	0.0363** (2.28)	0.0290* (1.85)	0.0308** (2.30)	0.0245* (1.86)
开始建设前 第2年	0.0462* (1.90)	0.0388** (2.48)	0.0432** (3.22)	0.0381*** (2.90)
开始建设前 第1年	0.0334 (1.40)	0.0267 (1.61)	0.0385** (2.87)	0.0322** (2.44)
开始建设 当年	0.0224* (1.82)	0.0151* (1.73)	0.0244** (1.83)	0.0171* (1.69)
开始建设后 第1年	0.0069* (1.77)	0.0048* (1.70)	0.0066 (0.49)	0.0031 (0.23)
开始建设后 第2年	0.0129 (0.81)	0.0096 (0.61)		
开始建设后 第3年	0.0223 (1.40)	0.0190 (1.21)		
常数项	0.0001 (0.13)	0.0037** (2.16)	0.0005 (0.55)	0.0037** (2.41)
地区固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
R2	0.32	0.44	0.33	0.42
观测值	575	575	600	600

注:括号内数据为t统计值;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%显著性水平下拒绝原假设。

对处理组4,从新通道开始建设前第3年至建设当年,系数 $\rho_n$ 的估计值在统计意义上显著,说明在此期间处理组历年经济增长速度赶超我国经济整体增长水平的趋势一致,参与新通道建设并没有改变处理组的经济追赶路径,动态检验印证了前面的实证结果。

#### 四、进一步分析:地区差异

已有文献研究和前面的实证检验表明,西部陆海新通道建设的经济追赶效应具有明显的地区差异性,即由于地理位置、经济结构、人力资源禀赋等不同,新通道建设促进经济增长的作用在各地区存在差异。为进一步分析新通道经济追赶效应的地区差异,对双重差分检验已证明存在追赶效应的处理组3采用Abadie等<sup>[23]</sup>提出的合成控制法就新通道建设政策实施进行准自然实验。基本做法是将广西、重庆和贵州分别作为独立的处理组,在已有控制组组成的框架体系下,根据控制组各省份与新通道建设前处理组各省份经济追赶路径的相似程度确定权重并构建新的控制组,然后利用该控制组的经济追赶动态演变合成处理组在没有参与新通道建设情境下的经济追赶“反事实”,通过比较处理组的实际经济追赶路径与“反事实”经济追赶动态之间的差距,识别新通道建设对处理组的影响。与人为确定控制组的方法不同,采用合成控制法根据相似程度确定

权重构建的控制组能因处理组的改变进行调整, 能更好地模拟处理组的“反事实”动态。

本文利用 Abadie 等<sup>[23]</sup> 开发的 Synth 程序包进行估计, 按其要求假定合成控制组的各地区权重满足条件  $0 \leq w_j \leq 1, \sum w_j = 1$ , 分别获得了广西、重庆和贵州 1996—2020 年期间历年的真实值  $\Delta \ln y_{it}$  与控制组合成的、假设没有新通道建设影响下的“反事实”  $\Delta \ln \tilde{y}_{it}$  值之间的差距  $ece_{it}, ece_{it} = \Delta \ln y_{it} - \Delta \ln \tilde{y}_{it}$  (见图 1)。

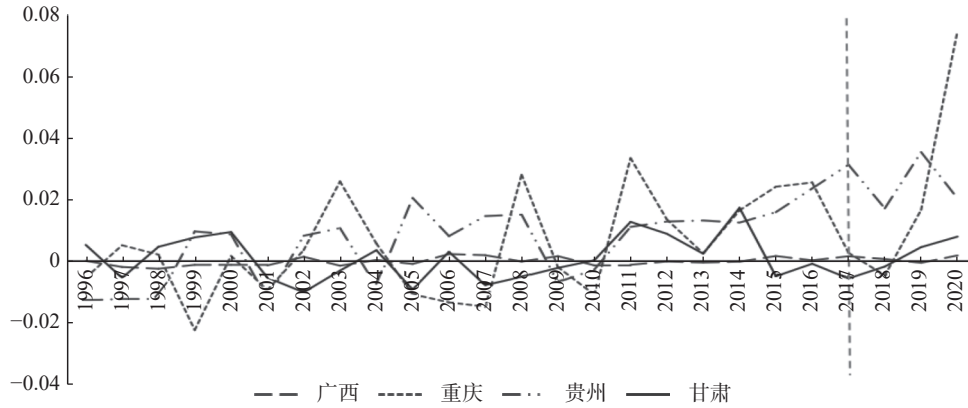


图 1 西部陆海新通道建设的经济追赶效应 (ece) 演变 (一)

经济追赶动态  $ece$  的演变趋势表明, 在 2017 年参与新通道建设之前, 广西、重庆和贵州的  $ece$  值虽有波动, 但波动幅度较 2017 年后要小得多, 这说明按照合成控制法分别构建的三个省区市的控制组能够有效地模拟三个省区市的经济追赶动态, 同时说明 2017 年后未参与新通道建设的控制组对三个省区市的经济追赶动态模拟能力下降了, 参与新通道建设使得三个省区市的经济追赶路径与其他地区出现明显差异。

合成控制法准自然实验估计结果表明新通道建设的经济追赶效应存在显著地区差异 (见表 6)。在参与共建新通道后, 2017—2020 年广西经济增长速度与我国经济整体增速差距的平均真实值为  $-0.0008$ , 平均合成值为  $-0.0016$ , 两者之差即新通道建设对广西产生的经济追赶效应 (年平均为  $0.0008$ ); 重庆的这三个值分别为  $0.0073$ 、 $-0.0148$  和  $0.0221$ ; 贵州的这三个值分别为  $0.0297$ 、 $0.0039$  和  $0.0258$ 。从四年的平均值看, 参与新通道建设对贵州产生的经济追赶效应最大, 对重庆的推动作用次之, 对广西的推动作用最小。此外, 合成控制法估计结果还表明, 对这三个省区市, 不同年度的  $ece$  值差异明显, 即新通道建设的区域经济追赶效应还存在显著时间差异。

表 6 合成控制法准自然实验估计结果

年度	广西			重庆			贵州		
	$\Delta \ln y_{it}$	$\Delta \ln \tilde{y}_{it}$	$ece$	$\Delta \ln y_{it}$	$\Delta \ln \tilde{y}_{it}$	$ece$	$\Delta \ln y_{it}$	$\Delta \ln \tilde{y}_{it}$	$ece$
2017	-0.0103	-0.0118	0.0015	0.0042	0.0016	0.0026	0.0408	0.0098	0.0310
2018	-0.0036	-0.0041	0.0005	-0.0260	-0.0213	-0.0047	0.0246	0.0077	0.0169
2019	0.0004	0.0010	-0.0006	0.0208	0.0044	0.0164	0.0227	-0.0124	0.0351
2020	0.0100	0.0083	0.0017	0.0300	-0.0441	0.0741	0.0307	0.0106	0.0201
平均值	-0.0008	-0.0016	0.0008	0.0073	-0.0148	0.0221	0.0297	0.0039	0.0258

为了便于地区对比并进一步检验双重差分估计结果,本文利用合成控制法准自然实验估计新通道建设对其他相关省区市经济追赶我国经济整体发展水平的影响。估计结果表明,无论是2017年加入新通道共建机制的甘肃(图1)、2018年加入的青海和新疆(图2),还是2019年才加入的云南、宁夏、陕西和四川(图3),在加入新通道共建机制前后,这些省份经济增长速度与我国经济整体增速之差的真实值与合成值的差距均没有发生明显变化,即 $ece$ 的演变趋势没有发生明显改变。在这种情形下,根据合成控制法准自然实验的思想,不能确定新通道建设在这些省区是否具有经济追赶效应。这与前面基于双重差分模型估计得出的结论一致,进一步说明新通道建设的经济追赶效应具有时空特征。

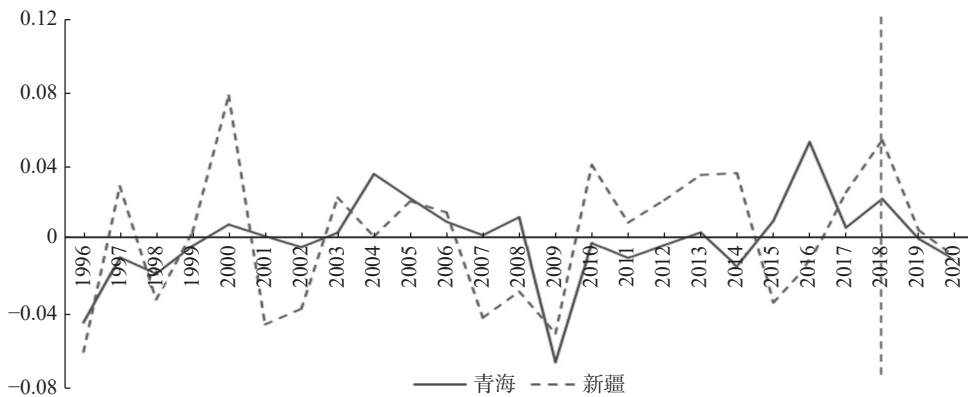


图2 西部陆海新通道建设的经济追赶效应 (ece) 演变 (二)

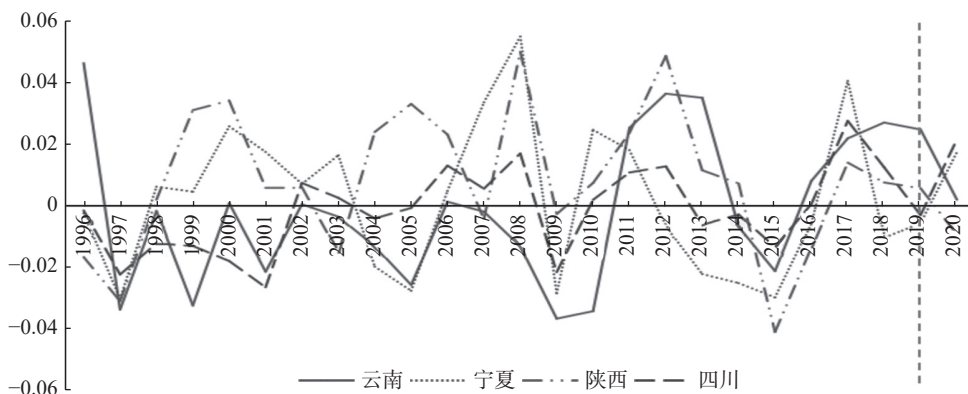


图3 西部陆海新通道建设的经济追赶效应 (ece) 演变 (三)

### 五、结论与启示

西部陆海新通道建设在推动西部地区高质量发展、缩小区域发展差距中具有重要战略地位。本文从新通道建设的战略目标出发,利用双重差分模型和合成控制法准自然实验构建“反事实”对新通道建设的区域经济追赶效应进行了检验。研究得出以下结论:首先,广西、重庆和贵州参与新通道建设有效促进了自身经济发展,对推动自身经济增长速度超过我国经济整体增长速度产生了积极影响。其次,新通道建设的区域经济追赶效应具有明显的时空差异。在效应确定的地区中,新通道建设对贵州的正向推动作用最大,对重庆的作用次之,对广西的作用最小。这种时空差异性与其他文献关于西部大开发、中部崛起战略实施效应存在时空差异的结论一致。存在时空差异的原因有以下两点:一方面,各地区的地理位置、发展基础、经济结构、人力资源禀赋等外部条件及政策运用不同,使得新通道建设作用于各地区经济增长的机制、路径有所不同;另一方面,新通道建设的经济追赶效应存在滞后性。

理论上,西部陆海新通道建设通过两种路径影响地区经济增长:推动外部资源向沿线省份集聚,促进沿线地区提升要素使用效率。这必然首先体现为投资特别是交通基础设施投资增加,进而对地区经济增长产生短期效应。但如已有文献指出,在交通条件改善、贸易便利性增强的条件下,若地区政策导向过度集中于固定资产投资和资源、能源开发,忽视供给侧结构性调整,则有可能落入“政策陷阱”,从长期看不利于沿线地区经济追赶速度的提升。为持续释放新通道建设的区域经济追赶效应,需进一步创新制度设计、强化人力资本集聚、优化要素配置、提升要素使用效率并深度融入双循环新发展格局。当然,更加全面地评价西部陆海新通道建设的区域经济追赶效应,还需要从更广范围和更长时期的角度进行探讨。

#### 注释:

- ① 数据来源:根据《中国统计年鉴》相关数据计算得出。  
② 由于篇幅限制,本文只给出模型(1)和模型(6)的估计结果。

#### 参考文献:

- [1] 刘生龙,王亚华,胡鞍钢.西部大开发成效与中国区域经济收敛[J].经济研究,2009,44(9):94-105.
- [2] 陈虹,杨成玉.“一带一路”国家战略的国际经济效应研究——基于CGE模型的分析[J].国际贸易问题,2015(10):4-13.
- [3] 晁恒,马学广,李贵才.尺度重构视角下国家战略区域的空间生产策略——基于国家级新区的探讨[J].经济地理,2015,35(5):1-8.
- [4] 叶修群.自由贸易试验区与经济增长——基于准自然实验的实证研究[J].经济评论,2018(4):18-30.
- [5] 卢飞,刘明辉,孙元元.“两个比照”政策是否促进了中部崛起[J].财贸经济,2019,40(1):114-127.
- [6] 王升泉,陈浪南,李涵静.我国中部崛起政策有效性的实证研究[J].当代经济科学,2017,39(2):1-10.
- [7] 郑展鹏,岳帅,李敏.中部崛起战略的政策效果评估:基于合成控制法的研究[J].江西财经大学学报,2019(5):34-45.
- [8] 刘瑞明,赵仁杰.西部大开发:增长驱动还是政策陷阱——基于PSM-DID方法的研究[J].中国工业经济,2015(6):32-43.
- [9] 胡海洋,姚晨,胡淑婷.新时代区域协调发展战略的效果评价研究——基于中部崛起战略下的实证研究[J].工业技术经济,2019,38(4):154-160.
- [10] 冯伟,徐康宁.交通基础设施与经济增长:一个文献综述[J].产经评论,2013(5):63-70.
- [11] 周浩,郑筱婷.交通基础设施质量与经济增长:来自中国铁路提速的证据[J].世界经济,2012(1):78-97.
- [12] 刘志红,王利辉.交通基础设施的区域经济效应与影响机制研究——来自郑西高铁沿线的证据[J].经济科学,2017(2):32-46.
- [13] 刘生龙,胡鞍钢.交通基础设施与经济增长:中国区域差距的视角[J].中国工业经济,2010(4):14-23.
- [14] CRESCENZI R, CATALDO M D, GRODRÍGUEZ-POSE A. Overnment quality and the economic returns of transport infrastructure investment in European regions[J]. *Journal of Regional Science*, 2016, 56(4): 555-582.
- [15] 张克中,陶东杰.交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据[J].经济学动态,2016(6):62-73.
- [16] 蔡晓慧,茹玉骢.地方政府基础设施投资会抑制企业技术创新吗?——基于中国制造业企业数据的经验研究[J].管理世界,2016(11):32-52.
- [17] 廖茂林,许召元,胡翠,等.基础设施投资是否还能促进经济增长?——基于1994~2016年省际面板数据的实证检验[J].管理世界,2018(5):63-73.
- [18] 傅远佳.中国西部陆海新通道高水平建设研究[J].区域经济评论,2019(4):70-77.
- [19] 唐红祥,许露元.促进西部陆海新通道发展的财税支持政策研究[J].税务研究,2019(10):89-93.
- [20] 宗会明,杜瑜,黄言.中国西南地区—东南亚国家陆路交通可达性与城市空间联系格局[J].经济地理,2020(5):90-98.
- [21] 杜方鑫,黄立群.重庆与东盟贸易现状及潜力分析——基于西部陆海新通道背景下的省际面板数据[J].重庆交通大学学报(社会科学版),2020(4):76-87.
- [22] 周玉龙,杨继东,黄阳华,等.高铁对城市地价的影响及其机制研究——来自微观土地交易的证据[J].中国工业经济,2018(5):118-136.
- [23] ABADIE A, DIAMOND A, HAINMUELLER J. Comparative politics and the synthetic control method[J]. *American Journal of Political Science*, 2015, 59(2): 495-510.
- [24] CHEN Z S, PONCET S, XIONG R. Inter-industry relatedness and industrial-policy efficiency: Evidence from China's export processing zones[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2017, 45(4): 809-826.

## The Regional Economic Catch-up Effect of New Western Land-Sea Corridor: an Empirical Study Based on Provincial Panel Data

Yuan Weiyan Fang Liuli Liu Tiantian

(School of Economics and Management, Guangxi Normal University, Guilin, Guangxi, 541006, China)

**Abstract:** The construction of new western land-sea corridors plays an important role in the coordinated development of China's regions, and one of its important goal is providing strong support for the high-quality economic development of the western region and integration into the new development pattern. Based on provincial panel data from 1995 to 2020, this paper uses the double difference method to empirically test and finds: The economic catch-up effect of the new corridor construction has regional differences, significantly contributing to the economic catch-up speed of Chongqing, Guangxi and Guizhou, which were the first to participate in the new corridor construction; the “counterfactual” test based on the synthetic control method shows that the positive contribution of the new corridor construction to the economic catch-up speed of Guizhou is the largest, followed by Chongqing, and the positive contribution to Guangxi is the smallest, and there are significant time differences in the contribution to these three provinces, but the economic catch-up effect of the new corridor construction does not show persistence. Based on these findings, this paper suggests that in order to strengthen the coordinated regional development role of the new corridor construction, it is necessary to further release its long-term economic catch-up effect and avoid falling into the “policy trap”.

**Keywords:** new western land-sea corridor; economic catch-up effect; Western China

[ 编校: 杨瑜 ]