

“一带一路”倡议促进“设施联通”的政策效应评估 ——基于双重差分的研究

向永辉,王 雪

(浙江科技学院 经济与管理学院,杭州 310023)

摘 要:“一带一路”倡议着力于基础设施建设以实现“设施联通”进而“贸易畅通”,是否在“设施联通”上真正取得进展至关重要,因此需要进行细致的政策效应评估。但以往相关研究大都利用两组两期的标准双重差分(difference-in-difference, DID)估计框架和双向固定效应回归方法,去估计“一带一路”的政策效应,因此可能存在估计偏误。对此,利用物流绩效指数测度“设施联通”程度,根据各国加入“一带一路”倡议时间有先后及先后加入国家间存在实质性差异的现实情况,采用了多组多期的 DID 估计框架,并利用 Callaway 等针对该框架提出的改进方法来估计加入倡议对“设施联通”的政策效应。研究发现:加入倡议有助于各组别物流绩效的提升,且提升效应在各组别间呈现明显异质性。将各组别处理效应加总后则显示出较强的处理时期选择效应和动态效应;将物流绩效指数分解为 6 个子项目后,加入倡议对各子项目也有较强的正面效应。本研究为“一带一路”基础设施建设的政策效应评估提供了全新的方法和思路。

关键词:“一带一路”倡议;设施联通;物流绩效指数;双重差分;政策效应评估

中图分类号: F114.46 文献标志码: A 文章编号: 1671-8798(2021)02-0085-11

Evaluation of policy effects of “the Belt and Road” initiative promoting “facility connectivity” —A research based on difference-in-difference

XIANG Yonghui, WANG Xue

(School of Economics and Management, Zhejiang University of Science
and Technology, Hangzhou 310023, Zhejiang, China)

Abstract: “The Belt and Road” initiative focuses on infrastructure construction to achieve “facility connectivity” prior to “unimpeded trade”. Whether or not real progress is made on “facility connectivity” is essential, thus requiring a detailed policy effect assessment. However, most of the previous researches used two sets of two-stage standard difference-in-difference (DID) estimation framework and two-way fixed-effect regression method to estimate “the Belt and Road” policy effects, likely to produce estimation errors. This study drew on the logistics performance index to measure the

收稿日期: 2020-04-02

基金项目: 浙江省哲学社会科学规划课题(18NDJC228YB); 国家社科基金后期资助项目(19FJLB037)

通信作者: 向永辉(1974—), 男, 湖南省宁远人, 副教授, 博士, 主要从事空间经济学和国际贸易研究。E-mail: carlxiang@hotmail.com。

degree of “facility connectivity”, and according to the actual situation in which countries joined “the Belt and Road” initiative in the sequence of time and substantial differences exist among those countries, successively adopted multiple sets of multi-period DID estimation framework coupled with a new approach of Callaway and Sant’Anna(2019) tailored to this framework, in order to estimate the policy effects of joining the initiative on “facility connectivity”. It is found that: (1)Joining the initiative helps to improve the logistics performance of each group, and the improvement effect shows obvious heterogeneity among the groups. The sum of the treatment effects of each group shows a strong choice effect and dynamic effect during the treatment period; (2)The logistics performance index is decomposed into six sub-projects, and joining the initiative also has a strong positive effect on each sub-project. This research provides new methods and ideas for evaluation of policy effects of “the Belt and Road” infrastructure construction.

Keywords: “the Belt and Road” initiative; facility connectivity; logistics performance index; difference-in-differences; policy effect evaluation

“一带一路”倡议聚焦于基础设施建设,提出了“六廊六路多国多港”的全球合作框架,试图通过“设施联通”而达到“贸易畅通”。因此,能否在“设施联通”上带来切实效果,直接关系到倡议的成败。倡议提出后出现了较多有关基础设施建设和贸易投资的关联研究,其中有些研究直接聚焦于“一带一路”区域基础设施建设对域内双边贸易的效应,例如张鹏飞^[1]与胡再勇等^[2]发现基础设施建设对双边贸易有正向促进作用;另外一些研究则关注到基础设施建设带来物流绩效变化,樊秀峰等^[3]发现物流绩效变化促进中国与“一带一路”沿线国的进出口,孙慧等^[4]发现物流绩效变化可促进中国对“一带一路”沿线国的中间品出口,王东方等^[5]指出物流绩效改善有助于实现中国对“一带一路”沿线国的贸易潜力,而冯正强等^[6]则发现物流绩效对出口三元边际产生不同幅度的影响。

以上研究发现了“一带一路”沿线国基础设施建设和贸易投资的正向关联关系,但并非真正的对“一带一路”倡议效应的估计。比较常用的政策效应的估计方法是双重差分,利用双重差分方法,孙楚仁等^[7]发现倡议显著促进中国对“一带一路”沿线国家出口,Du 等^[8]发现倡议增加中国对“一带一路”沿线国家的绿地投资和并购,Soyres 等^[9]、Baniya 等^[10]则发现倡议可以减少运输时间。值得注意的是,这些“一带一路”政策效应评估研究大都采用两组两期的标准双重差分(difference-in-difference, DID)估计框架和双向固定效应回归估计方法,这可能带来两方面的问题:第一,如果将某国与中国签订“一带一路”合作协议视为加入倡议,则不同国家加入倡议在时间上有先后,也即处理并非同期发生,所以这种两组两期标准设置存在偏误;第二,如果采用多组多期 DID 估计框架,在存在各组别异质性时采用双向固定效应回归方法来估计,则需要自行选择权重并可能出现负权重。Wooldridge^[11]、Chernozhukov 等^[12]、Chaisemartin 等^[13]及 Athey 等^[14]认为这将导致所估计系数难有合理解释及政策效应推断的误导。Callaway 等^[15]提出了新的思路,按处理发生的时期分组,先估计各组的平均处理效应,然后再进行加总,其优势在于可以避免负权重的出现,既能显现异质性的各组别处理效应,又可以使得加总之后的平均处理效应有比较清晰的解释。正是考虑到潜在加入国是在不同时期加入“一带一路”倡议,而且不同时期加入国家在地理位置、与中国政治经济关系及本身发展程度等诸方面存在比较明显的异质性特征,因此有必要在多组多期 DID 框架下采用新的估计思路,来准确评估倡议在“设施联通”上的政策效应。

1 研究方法 with 数据来源

1.1 研究方法

“一带一路”的“设施联通”指以公路、铁路、空运、水运等搭建起的交通设施网络,以光缆、卫星等搭建起来的通信设施网络,以石油、天然气、电力等搭建起来的能源互通设施网络。自“一带一路”倡议提出以

来,设施联通的硬件成果有中欧班列、中泰铁路、雅万高铁、匈塞铁路、瓜达尔港、汉班托塔港、比雷埃夫斯港、哈利法港等。在重视硬件设施建设的同时,“一带一路”建设也重视中国规章制度、合作模式等软联通建设。比如,中欧班列并没有新建一寸铁路,而是通过设计定时定点定回程的方式,把相关国家的铁路连成一片,打通了欧亚大陆上的铁路运行机制。“一带一路”在“设施联通”上的软硬件建设,从理论上讲必然带来物流绩效的正面提升,本文试图测度这个政策效应。对于物流绩效的测度,世界银行提出的物流绩效指数是比较权威的数据。因此,本研究利用物流绩效指数 L_{it} 作为被解释变量,用变量 B_{it} 来反映国家 i 在年份 t 是否加入“一带一路”倡议:与中国签约当年及以后各年都取值为 1,否则为 0。这样可自动产生“处理组”和“对照组”及“处理前”和“处理后”的双重差异。DID 回归方程可表述为

$$L_{it} = \alpha_t + c_i + \beta B_{it} + \theta X_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中: i 为国家; t 为年份; L_{it} 为被解释变量; α_t 为时间固定效应; c_i 为个体固定效应; X_i 为协变量; ϵ_{it} 为随机扰动项。将式(1)作为基准回归,采用双向固定效应回归方法,则变量 B_{it} 的系数 β 可作为倡议对加入国物流绩效平均影响的测度。

利用式(1)进行 DID 估计,其中一个前提条件是 B_{it} 为外生的,即某国加入倡议与否不受该国物流绩效状态影响;另一个前提条件是平行趋势假设,要求处理组和控制组的潜在结果在政策实施前后遵循相同趋势。DID 的平行趋势假设的一个常用检验方法是:如果某项处理发生在第 t 期,可以构造出假设该处理发生在第 $t-1$ 期时的反事实政策变量(处理组为 1,对照组为 0),将该政策变量与时期虚拟变量相乘得到交互项,如果这种反事实交互项的系数不显著,则表明确实存在处理前的平行趋势。

但如前所述,对这种多组多期 DID 采用先分组再加总的新估计方法可能更合适。用 t 表示特定时间段,其中 $t=1, \dots, T$ 。如果某国加入倡议,则令 B_t 为 1,否则为 0。将 G_g 定义为二进制变量:如果某国在时期 t 加入则其值为 1,否则为 0。将 C 定义为二进制变量:如果某些国家从未加入则其值为 1,否则为 0。对于每个国家, G_g 或 C 两变量中只有一个恰好等于 1。将广义倾向得分定义为 $p_g(X) = P(G_g=1 | X, G_g+C=1)$ 。 $P_g(X)$ 表示国家加入倡议的条件概率,取决于协变量 X 。最后,令 $L_t(1)$ 和 $L_t(0)$ 分别表示某国在时间 t 加入和没有加入的潜在结果。这样,在每个时期观察到的结果可以表示为 $L_t = B_t L_t(1) + (1-B_t) L_t(0)$ 。

在满足条件平行趋势假设、共同支撑、处理不可逆等前提条件下,则组别在时期的平均处理效应 $T(g, t)$ 可以用式(2)来估计:

$$T(g, t) = E \left[\left[\frac{G_g}{E[G_g]} - \frac{\frac{p_g(X)C}{1-p_g(X)}}{E \left[\frac{p_g(X)C}{1-p_g(X)} \right]} \right] (L_t - L_{g-1}) \right] \quad (2)$$

式(2)中: $E[\]$ 表示取期望值。由式(2)可发现组别-时期平均处理效应实质上是结果变量的简单加权平均值,其权重取决于广义倾向得分 $p_g(X)$ 。

如果不需要协变量的调节,此时的平行趋势假设可称为无条件平行趋势假设,如果该假设得到满足,则式(2)可简化为

$$T(g, t) = E[L_t - L_{g-1} | G_g = 1] - E[L_t - L_{g-1} | C = 1] \quad (3)$$

从以上所得的组别-时期平均处理效应可以观察到平均处理效应如何随着组别和时期而变动。但如果组别和时期较多,则可能得到太多组别-时期平均处理效应,不利于给出某个政策干预的明确效应,所以还需将这些组别-时期平均处理效应加总为更少的因果效应参数(相当于式(1)中变量 B_{it} 的系数 β)。

具体的加总方法可以根据处理的不同行为模式来选择:处理时期的选择性;处理效应的动态性;日历时间的特定性。如果存在处理时期的自主选择,比如个体判断在某特定时期接受处理更好时,则该选择本身就提供了处理效应可能在该特定时期较多的有用信息。这种情况下合适的方式是首先通过 $T(g, t)$ 将在各期加总得到该组别的因果效应,然后再根据每组的大小再次加总得到各组的平均处理效应;当存在动态处理效应(但不是处理时期选择性)情况下,可首先将 $T(g, t)$ 按照接受处理的时间长度(或称暴露时长)进行汇总,然后根据不同的暴露时长进行平均;具有日历时间效应的情况类似于具有动态处理效应

的情况,可首先计算在 t 期处于处理状态的所有组别的平均处理效应,然后在所有时期进行平均。

如果需要协变量 X 的调节,此时的平行趋势假设可称为条件平行趋势假设,其是否满足可通过检验零假设 $H_0: E[Y_t - Y_{t-1} | X, G_g = 1] - E[Y_t - Y_{t-1} | X, C = 1] = 0$, 对于所有 $2 \leq t < g \leq T$ 是否被拒绝。如果零假设不能被拒绝,则该假设满足。Callaway 等^[15] 提出可将条件平行趋势等同于当 $g > t$ 时 $T(g, t)$ 在个体被处理之前的时期内等于 0, 采用综合条件矩方法来检验。该检验类似于 Wald 检验, 但与多组多期 DID 中 Autor 等^[16] 及 Angrist 等^[17] 提出的常用检验有所不同。

1.2 协变量的选择

对于被解释变量物流绩效指数,除了加入“一带一路”倡议可能有助于改善物流绩效,还有其他因素(即式(1)中的协变量 X_i)也会影响到物流绩效,因此需要控制这些混杂因素的干扰。具体而言,这些混杂因素包括:政治稳定度,政治不稳定比如战乱将导致交通中断,极大影响物流绩效;腐败控制程度,物流涉及诸多行政管制环节,腐败程度将较大地影响物流绩效;人均 GDP,更高的人均产值需要更好的物资流通来支撑;贸易依存度,较高的贸易依存度意味着更多商品流动,需要更好更多的交通基础设施支持;科技创新能力,现代物流更多地依靠科技来提升其能力。

由于先分组再加总的 DID 估计方法需要计算广义倾向得分,即需要估计潜在国家加入“一带一路”倡议的条件概率,所以还需要寻找可能影响加入概率的变量。尽管“一带一路”倡议相对更为重视基础设施建设,但仍可视为一种新型区域经济合作协议,因此区域经济合作和一体化的相关文献可以为其提供有益启示。Baier 等^[18] 和 Bergstrand 等^[19] 认为,区域合作协议受相关国家市场规模、资源禀赋等因素影响,从而内生地决定了哪些国家倾向于参与区域合作协议。作为开放的合作框架,“一带一路”倡议并不拒绝任何国家加入,但是加入国除了享受权益之外,必然也要遵守一些规则及承担一些义务,因此潜在加入国在加入前必然进行过政治、经济、文化等全面权衡。结合相关文献,本研究认为:1)潜在加入国与中国的政治关系影响加入概率,政治亲密度可利用中国与潜在加入国之间高层互访之层级和数量来综合给出。参照郭焯等^[20] 做法,互访赋值标准为正国级领导人为 3,副国级为 2,正部级为 1,所有得分相加可得政治亲密度的分值,高层互访信息来自中国外交部网站。2)潜在加入国与中国的经济关联密切程度也影响加入概率。国家之间经济关联一般体现于进出口贸易、双边直接投资等,因此利用该国对中国进出口总额、来自中国的直接投资存量、是否是中国邻国、与中国的地理距离等变量来测度经济关联密切度。3)潜在加入国与中国在文化上的亲密度。除了新加坡之外,汉语都不是其他国家的官方语言,但是中国的儒教、道教和佛教等文化对周边国家还是有较大的影响力,所以利用宗教共同度来测度潜在加入国与中国在文化上的亲密度。4)潜在加入国本身特征。具体包括制度特征,如政治稳定性、法治程度、腐败程度;经济特征,如 GDP、人均 GDP、是否比较依赖于对外贸易、是否比较依赖于自然资源出口、是否比较有创新能力;地理特征,如是否为内陆国。需要指出的是,上述分别影响某国物流绩效的变量与影响某国加入倡议概率的变量是两大类变量,其中有些变量是共同的,所以描述性统计时没有特别按大类来分类。

1.3 数据来源和描述性统计

被解释变量物流绩效指数来自世界银行发布的物流绩效报告,是否加入“一带一路”倡议来自笔者对政府网、新华网等所报道的“一带一路”合作协议签订消息的整理,与制度相关的变量如政治稳定性、法治指数、腐败控制指数等来自世界银行的全球治理指数(World Governance Indicators, WGI)数据库,与国内生产总值相关的变量、自然资源禀赋变量(采用石油和矿产品出口占总出口比重来测度)等来自世界银行的世界发展指数数据库(World Development Index, WDI),贸易和投资数据来自国际贸易中心(International Trade Center, ITC)数据库,是否为中国邻国、是否内陆国、与中国的距离、与中国共有宗教等与引力相关的地理变量数据都来自法国信息技术研究中心(Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales, CEPII)的地理距离数据库,潜在加入国的科技创新水平用该国居民的专利申请数来衡量,数据来自世界知识产权组织(World Intellectual Property Organization, WIPO)数据库。

由于物流绩效指数的编制年份为 2007、2010、2012、2014、2016、2018 年,所以本研究将其他变量的数

据与其匹配,将物流绩效指数数据缺失较多的一些国家删除后,得到了 163 个国家 6 年的面板数据。主要变量的解释及其描述性统计见表 1。

表 1 主要变量的解释及其描述性统计

Table 1 Explanation of main variables and their descriptive statistics

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
物流绩效指数	2.818	0.572	1.21	4.23
加入倡议	0.126	0.332	0	1
加入时长	0.07	0.419	0	4
政治亲密度	5.347	3.727	0	25
政治稳定性	-0.198	0.966	-3.32	1.5
法治程度	-0.139	1.011	-2.55	2.12
腐败控制度	-0.129	1.011	-1.84	2.55
国内生产总值的对数	6.135	2.089	0.296	12.064
人均生产总值的对数	8.44	1.572	4.728	11.667
自然资源租金的对数	2.485	1.941	-4.756	4.604
对中国进出口额的对数	3.062	2.341	-6.428	8.625
进出口占 GDP 比例的对数	-3.064	1.226	-4.605	1.176
来自中国的直接投资存量的对数	-0.378	3.66	-4.605	6.011
中国邻国	0.11	0.314	0	1
与中国距离的对数	13.298	0.581	10.82	14.583
内陆国	0.215	0.411	0	1
共同宗教	0.006	0.009	0	0.024
专利的对数	1.546	5.406	-4.605	12.59

2 DID 基准估计结果及其检验

2.1 加入“一带一路”倡议对加入国物流绩效的影响

表 2 显示了加入“一带一路”倡议与加入国物流绩效之间关系的基准回归结果。不含任何控制变量的基准回归结果表明,加入“一带一路”倡议显著提升了加入国的物流绩效。而在增加倡议加入时长之后,其回归结果依然显著。因此,加入倡议不仅提高了加入国的物流绩效,还产生了一定的动态效应,加入时间越长物流绩效提升越明显。

表 2 加入“一带一路”倡议对物流绩效的影响

Table 2 Impact of joining Belt and Road initiative on logistics performance

变量	物流绩效指数		
	基准回归	增加控制变量的回归	增加其他控制变量的回归
加入倡议	0.433*** (0.019)	0.420*** (0.021)	0.369*** (0.026)
加入时长		0.030** (0.014)	0.025* (0.014)
政治稳定性			0.024 (0.028)
腐败控制度			0.059 (0.052)
人均生产总值对数			0.113** (0.053)
进出口占 GDP 比例对数			0.083 (0.058)
专利对数			0.007*** (0.003)
常数项	1.979*** (0.164)	1.982*** (0.164)	1.442** (0.68)

表 2(续)

变量	物流绩效指数		
	基准回归	增加控制变量的回归	增加其他控制变量的回归
时间固定效应	N	N	Y
地区固定效应	Y	Y	Y
观测值	978	978	978
R^2	0.904	0.905	0.915

注:括号内数值为回归系数的稳健标准差;*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平;N 表示不包含,Y 表示包含。若无特别指明,下同。

其他变量方面,人均 GDP 对加入国物流绩效提升有显著的促进作用,人均 GDP 越高,对高质量物流需求越大,也越有能力提供高质量物流;科技创新能力越强,则越有助于物流绩效提高,这是因为现代物流更多地依赖于通信、交通、人工智能等高科技的系统配置。国家制度特征,比如政治稳定性和腐败控制制度等因素对物流绩效的影响不是很显著,经济特征,比如外贸依存度对物流绩效的影响也不是很显著。

2.2 内生性检验

一般而言,基础设施比较差的国家更容易接受以“设施联通”为合作宗旨的“一带一路”倡议,但是某国是否愿意加入倡议应该出于全盘考虑而不会只考虑本身交通基础设施状况。如果某国物流绩效现状可能明显影响其加入概率,则可能因为反向因果关系而导致估计偏误。为此,有必要采用 Logit 模型来检验倡议加入概率是否受到该国物流绩效影响。

具体而言,由于物流绩效指数数据的来源时间是 2007、2010、2012、2014、2016、2018 年(每两年统计一次),而倡议的加入从 2014 年开始每年都有,因此本研究将加入倡议分为第一时期、第二时期和第三时期。第一时期的数据包括 2014 年加入倡议的国家和尚未加入的国家;第二时期的数据包括 2016 年加入倡议的国家和 2016 年尚未加入的国家;第三时期的数据包括 2018 年加入倡议的国家和 2018 年尚未加入的国家。以某国是否加入倡议作为因变量(加入为 1,不加入为 0),用滞后 1 期的物流绩效指数及政治、经济、文化、地理等特征作为控制变量。二元选择模型回归结果见表 3。从表 3 可以看出,各国各时期物流绩效均不是影响各国加入倡议的主要因素,由此可推断样本选择基本上满足 DID 的外生性假设。

表 3 二元选择模型回归结果

Table 3 Regression results of binary choice model

变量	第一时期	第二时期	第三时期
物流绩效指数滞后 1 期	-2.867 (3.023)	-1.723 (1.568)	-0.946 (0.861)
政治亲密度滞后 1 期	0.319* (0.164)	0.179* (0.104)	0.263*** (0.068)
政治稳定性滞后 1 期	0.298 (1.085)	0.729 (0.626)	0.299 (0.403)
法治程度滞后 1 期	-1.757 (2.353)	1.974 (1.731)	0.937 (0.722)
腐败控制滞后 1 期	-0.88 (1.748)	-2.462* (1.39)	-1.09 (0.682)
国内生产总值对数滞后 1 期	0.452 (0.823)	1.164** (0.48)	-0.202 (0.265)
人均生产总值对数滞后 1 期	3.639** (1.526)	0.18 (0.527)	0.161 (0.263)
自然资源租金对数滞后 1 期	-0.7 (0.659)	-0.340* (0.189)	0.223* (0.115)
对中国进出口额对数滞后 1 期	-0.62 (0.472)	-0.790*** (0.305)	0.188 (0.209)
来自中国直接投资存量对数滞后 1 期	0.655* (0.395)	0.059 (0.182)	-0.054 (0.078 9)

表 3(续)

变量	第一时期	第二时期	第三时期
中国邻国滞后 1 期	-5.691 (4.259)	-3.598** (1.431)	1.093 (1.043)
与中国距离滞后 1 期	-3.979* (2.216)	-3.209*** (0.933)	-0.48 (0.64)
内陆国滞后 1 期	1.681 (1.939)	1.482** (0.744)	0.066 (0.568)
共同宗教滞后 1 期	50.55 (77.24)	58.67 (47.9)	23.44 (28.22)
常数项	21.04 (24.51)	36.64*** (13.34)	7.254 (9.593)
观测值	163	158	139

2.3 平行趋势假设检验

为保证 DID 有效性,除了需要满足外生性这个重要前提之外,还要满足平行趋势假设这个重要前提。本研究先构建各个处理前时期的反事实政策变量,将其与时期虚拟变量相乘得到交互项,然后在式(1)中加入这些交互项进行回归,得到这些反事实交互项的系数及其显著性,结果见图 1。从图 1 可以看出,2007 年至 2016 年,这些反事实交互项的系数确实没有显著不等于 0,因此不能拒绝平行趋势假设成立。

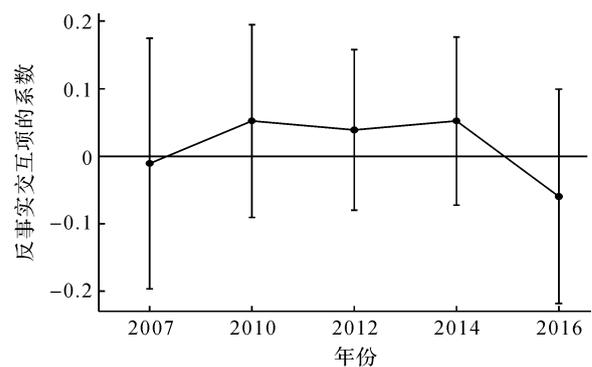


图 1 反事实交互项系数在各年份的显著性

Fig. 1 Significance of counterfactual interaction term coefficients by year

3 先分组后加总的 DID 估计结果及其检验

在不同时期加入“一带一路”倡议的国家,其本身可能具备异质性,处理效应也可能呈现异质性,因此按照其加入时期将所有加入国分成不同组别进行分析,更符合数据特征,也可能得出更为准确的结论。

3.1 无条件平行趋势假设下的 DID 估计结果

若无条件平行趋势假设成立,那么首先估计加入“一带一路”倡议对各组别加入国物流绩效指数的影响,然后基于组别处理效应进行加总,其中组别处理效应的估计结果见图 2,无条件平行趋势假设下对组别处理效应的加总结果见表 4。

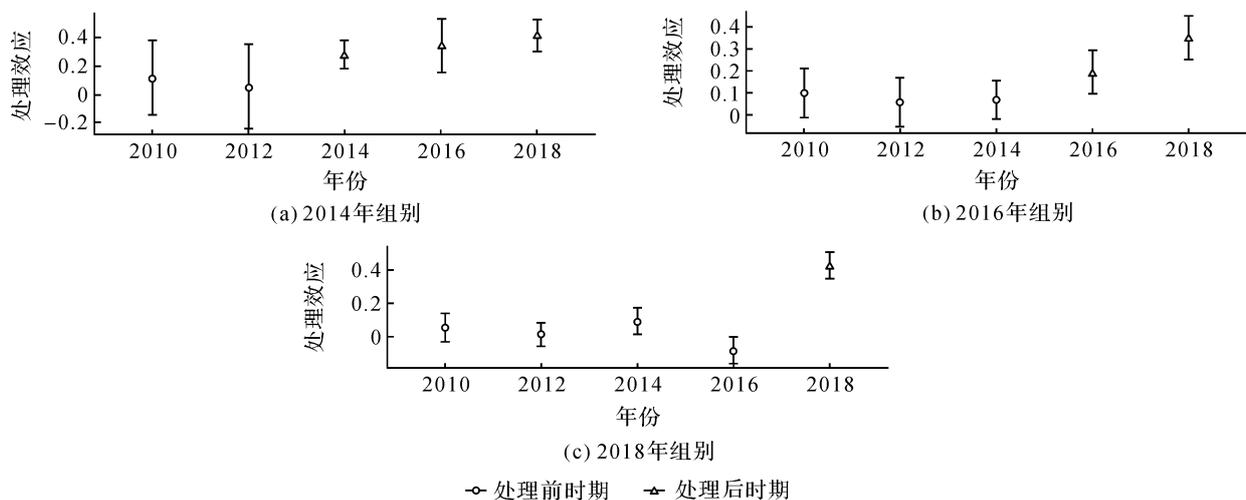


图 2 无条件平行趋势假设下的“一带一路”倡议对物流绩效的组别处理效应

Fig. 2 Group treatment effects of Belt and Road Initiative on logistics performance under unconditional parallel trends hypothesis

表 4 无条件平行趋势假设下对组别处理效应的加总

Table 4 Sum of group treatment effects under unconditional parallel trends hypothesis

加总方法	局部加总			单一参数
简单加权平均				0.368*** (0.053)
时间选择的处理效应	$g=2014$	$g=2016$	$g=2018$	0.390*** (0.053)
	0.348*** (0.069)	0.270*** (0.050)	0.426*** (0.040)	
动态处理效应	$e=1$	$e=2$	$e=3$	0.379*** (0.053)
	0.371*** (0.043)	0.347*** (0.058)	0.418*** (0.058)	
日历时间的处理效应	$t=2014$	$t=2016$	$t=2018$	0.304*** (0.051)
	0.280*** (0.052)	0.221*** (0.060)	0.410*** (0.042)	

注： g 表示组别， e 表示暴露时长；括号内数值为聚类标准差，下同。

图 2 显示了处理前后各期的点估计及其 95% 置信区间，点估计的标准差采用基于国家的聚类标准差。如果无条件平行趋势假设在所有时期都成立，则在零假设下，点估计应该趋于 0 并且其置信区间应该将 0 包含在内。2014 年组别包含所有在 2014 年加入倡议的国家，2016 年组别包含所有在 2015 和 2016 年加入倡议的国家，2018 年组别包含所有在 2017 和 2018 年加入倡议的国家。

图 2 包含了可用于检验无条件平行趋势假设及处理期的处理效应估计的相关信息。从全部 6 组处理期来看，都显示加入“一带一路”倡议对加入国物流绩效指数有统计显著的正面影响。采用简单加权平均（加权仅按群体规模）加总的结果表明，加入倡议使其物流绩效指数增加了 0.368（表 4），该结果与前面不包含任何协变量的双向固定效应回归结果 0.433（表 2）相接近。我们用 T 代表对被处理者的平均处理效应，可直观地看到，平均处理效应 $T(2018, 2018) > T(2014, 2014) > T(2016, 2016)$ ，这表明在加入当期物流绩效的提升上，2018 年组别要大于 2014 年组别，而 2014 年组别又大于 2016 年组别，这充分反映出组别处理效应存在异质性，也反映出采用分组别的必要性。

从图 2 还可以看出，对 2014 年及 2015、2016 年加入“一带一路”倡议的国家而言，似乎展现出动态效应：在 2014 年组别，相比不加入倡议，这些加入国平均物流绩效指数高了 0.280；在 2016 年这些加入国的平均物流绩效指数高了 0.347；在 2018 年则高了 0.418。对 2016 年组别的国家也展现出类似的动态效应。这也与前面采用双向固定效果模型显示的存在动态效应的结论相一致。

表 4 显示了加总处理效果的结果。不同国家对加入倡议可能存在不同的行为动机：有些国家本身是内陆国，加入“一带一路”倡议可获得更好的对外联通及贸易的机会，因此非常积极地率先加入；有些国家本身交通等基础设施建设比较落后，对中国通过基础设施建设来发展贸易和经济的模式比较认同，也会较积极地加入；有些国家则对加入“一带一路”倡议是否真正有利于本国存在一定的疑虑，因此在观望，看看其他国家是否因加入而获益，这些国家相对要迟一点加入；可能还有一些国家自身地理位置比较优越或规模较大而相对重要，为了得到更优厚的加入条件可能相对更晚加入。因此，不同年份加入的各组别可能存在明显异质性，存在较强的选择效应。同时，物流基础设施改善反映到物流绩效指数的提高可能有一个过程，换言之即处理效应是动态的，加入时间越长则处理效应可能越明显。另外，不同国家有不同经济周期或特殊情况，某些年份经济比较困难或面临选举，希望经济上有亮眼表现或外交上有较好成绩，这些都会影响其在特定年份加入倡议及相应处理效应的大小。从时间选择上看，2014 年组别的平均处理效应为 0.348，说明率先加入组别其处理效应较大，暗示其率先加入起带头作用策略是比较成功的，而 2018 年组别的平均处理效应为 0.426，说明等待策略也比较成功。从动态角度看，加入倡议对提升物流绩效指数有比较明显的动态效应。

以上结论都基于无条件平行趋势假设成立。如果该假设成立，那么处理前时期的平均处理效应应等

于 0。对于 2014 年和 2016 年组别,该假设在处理前时期没有被拒绝。但对于 2018 年组别,该假设在 2014 年和 2016 年被拒绝了。基于集成矩的对所有组别的处理前平行趋势检验也给出了拒绝的结论(P 值为 0.002)。

3.2 条件平行趋势假设下的 DID 估计结果

由于无条件平行趋势假设没有全部成立,需要进一步讨论是否满足条件平行趋势假设,即可以假设具有类似特征的国家在没有加入“一带一路”倡议时遵循相同的趋势。描述国家特征的协变量包含了前面讨论过的可能影响潜在加入国加入概率的变量。

与前面无条件平行趋势假设一样,如果满足条件平行趋势假设,则处理前时期的平均处理效应等于 0。对于 2014 年和 2016 年组别,平行趋势假设在所有处理前时期没有被拒绝。对于 2018 年组别,在 2014 年接近于被拒绝,在其他年份没有被拒绝。基于集成矩的处理前平行趋势检验则从总体上没有拒绝平行趋势假设的结论(P 值为 0.108)。条件平行趋势假设下对组别的加总处理效应见表 5。从表 5 可以看出,简单平均(加权仅按群体规模)表明加入倡议使其物流绩效指数增加了 0.375,与使用双向固定效果模型得到的结果 0.369(表 2)比较接近,其余结论与无条件平行趋势假设下的 DID 估计结果较为类似,不赘述。总体而言,条件平行趋势假设满足时,估计结果再次表明加入“一带一路”倡议确实提升了加入国的物流绩效。

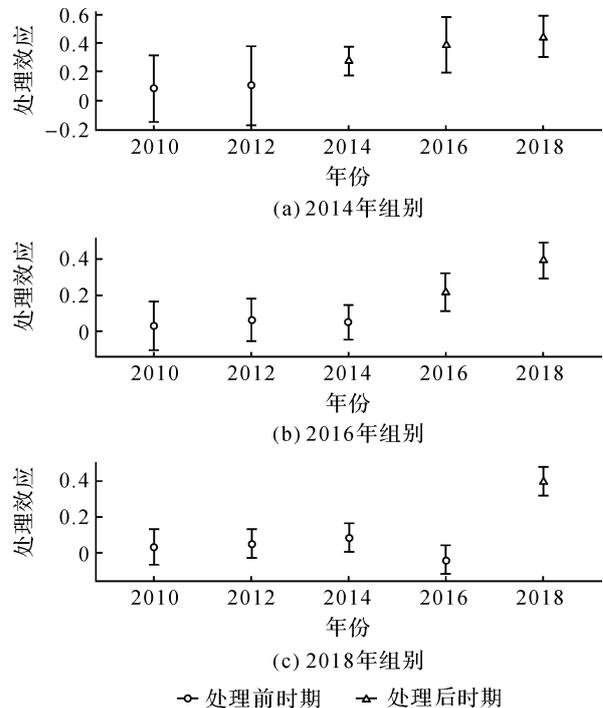


图 3 条件平行趋势假设下的“一带一路”倡议对物流绩效的组别处理效应

Fig. 3 Group treatment effects of “Belt and Road” initiative on logistics performance under conditional parallel trends hypothesis

表 5 条件平行趋势假设下对组别的加总处理效应

Table 5 Sum of group treatment effects under conditional parallel trends hypothesis

加总方法	局部加总			单一参数
简单加权平均				0.375*** (0.029)
	$g=2014$	$g=2016$	$g=2018$	
时间选择的处理效应	0.370*** (0.074)	0.306*** (0.051)	0.404*** (0.042)	0.382*** (0.056)
	$e=1$	$e=2$	$e=3$	
动态处理效应	0.359*** (0.044)	0.228*** (0.060)	0.447*** (0.073)	0.400*** (0.059)
	$t=2014$	$t=2016$	$t=2018$	
日历时间的处理效应	0.274*** (0.051)	0.254*** (0.060)	0.404*** (0.045)	0.311*** (0.052)

3.3 对物流绩效指数各子项目的估计结果

物流绩效指数还包括 6 个子项目:海关效率、物流基础设施质量、国际货运便利性、物流服务能力 and 竞争力、跟踪和追踪能力及准时性。加入“一带一路”倡议对加入国物流绩效的整体提升有正向影响,整体提升效果必然来自部分,那么加入倡议是否对各子项目也有类似效果及具体对哪些子项目有比较大的效果,本研究对 6 个子项目指数进行了同样的组别处理效应及加总处理效应估计,条件平行趋势下各子

项物流绩效指数的加总效应见表 6。由表 6 可知,在海关效率、物流基础设施质量、国际货运便利性及准时性等 4 个子项上不能拒绝条件平行趋势的假定,而且各种加总处理效应都是统计显著的。由于“一带一路”倡议的原则是共商共建共享,以“设施联通”为抓手,注重“政策沟通”,所以“一带一路”沿线国在加入倡议后,可能获得了中国在该国的物流基础设施建设项目或多国共建项目,并且进行了有效的政策沟通,具体表现为通过在海关效率、国际货运便利性等方面进行各种贸易便利化政策措施的相互配合,提高了在准时性等子项目上的表现水平。

表 6 条件平行趋势假设下各子项物流绩效指数的加总处理效应

Table 6 Aggregate treatment effects of sub-item logistics performance index under conditional parallel trends hypothesis

加总方法	海关效率	物流基础设施质量	国际货运便利性	物流服务能力和竞争力	跟踪和追踪能力	准时性
简单加权平均	0.263*** (0.037)	0.296*** (0.039)	0.301*** (0.047)	0.269*** (0.037)	0.206*** (0.040)	0.282*** (0.044)
时间选择的处理效应	0.278*** (0.037)	0.320*** (0.039)	0.300*** (0.047)	0.291*** (0.037)	0.225*** (0.040)	0.283*** (0.044)
动态处理效应	0.263*** (0.093)	0.305*** (0.111)	0.352*** (0.138)	0.268*** (0.102)	0.232*** (0.084)	0.370*** (0.112)
日历时间的处理效应	0.161*** (0.047)	0.201*** (0.071)	0.272** (0.132)	0.204*** (0.072)	0.145** (0.063)	0.262** (0.126)
条件平行趋势检验 P 值	0.720	0.072	0.500	0.001	0.009	0.299

4 结 语

已有实证研究发现了“一带一路”倡议在贸易、投资等方面的正面政策效应,也有研究通过运输时间来测度倡议在贸易成本上的正面效应,但以往这些研究大都未考虑倡议加入国之间的异质性特征,可能存在估计偏误。本研究利用世界银行的物流绩效指数数据,在多组多期 DID 估计框架下利用 Callaway 等发展的新方法估计倡议的政策效应,得到了更为准确的实证结论:加入倡议确实有助于倡议加入国物流绩效的提升,且其提升效果存在明显差异;进一步将整体物流绩效指数分解为 6 个子项目,在各子项目上加入倡议也产生了较强的正面效应。因此,本研究充分反映出“一带一路”倡议聚焦于基础设施建设思路是正确的,而且是有实效的,“一带一路”建设在“设施联通”上开始进入收获期。

本研究还蕴含有较强的政策意义。由于倡议在物流绩效的效应上展现出较强的处理时间选择性,显示出先后期加入倡议的国家可能存在差异化的行为动机:先期加入的国家显然希望尽快获益,而后期加入的国家可能希望看到先期加入国已经获益或本身已经获益才会从观望变成加入。因此,对较早加入倡议的国家,要尽快让其真正有“早期收获”,成为“一带一路”的样板,增强“一带一路”的影响力和吸引力。而对后期的潜在加入国,也需要根据其加入动机进行灵活的合作,以期共同获利。同时,由于倡议对物流绩效提升展现出较强的动态效应,这就需要在基础设施建设上进行持续的投入以充分发挥其动态效应,由此引致的庞大资金投入需要在“资金融通”上进行开源创新及在精准遴选的国家重点项目上追求节流效率。另外,本研究还显示,倡议对物流绩效的各子项目上的促进效果是不同的,在海关效率和跟踪追踪能力等子项目上还有更大的进步空间,因此在这些方面需要做更大的努力。

参考文献:

- [1] 张鹏飞. 基础设施建设对“一带一路”亚洲国家双边贸易影响研究:基于引力模型扩展的分析[J]. 世界经济研究, 2018(6):70.
- [2] 胡再勇,付韶军,张璐超. “一带一路”沿线国家基础设施的国际贸易效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(2):24.
- [3] 樊秀峰,余姗. “海上丝绸之路”物流绩效及对中国进出口贸易影响实证[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2015, 35(3):13.

- [4] 孙慧,李建军.“一带一路”国际物流绩效对中国中间产品出口影响分析[J]. 社会科学研究,2016(2):16.
- [5] 王东方,董千里,于立新.“一带一路”沿线国家和地区物流绩效与中国对外贸易潜力[J]. 中国流通经济,2018,32(2):17.
- [6] 冯正强,刘婉君. 物流绩效对中国机械运输设备出口三元边际的影响:基于“一带一路”沿线国家面板数据分析[J]. 工业技术经济,2019,38(1):49.
- [7] 孙楚仁,张楠,刘雅莹.“一带一路”倡议与中国对沿线国家的贸易增长[J]. 国际贸易问题,2017(2):83.
- [8] DU J, ZHANG Y. Does one belt one road initiative promote Chinese overseas direct investment? [J]. China Economic Review,2018,47:189.
- [9] DE SOYRES F, MULABDIC A, MURRAY S, et al. How much will the Belt and Road Initiative reduce trade costs? [R]. Washington: The World Bank,2018.
- [10] BANIIYA S, ROCHA N, RUTA M. Trade effects of the new silk road: a gravity analysis[R]. Washington: The World Bank,2019.
- [11] WOOLDRIDGE J M. Fixed-effects and related estimators for correlated random-coefficient and treatment-effect panel data models[J]. Review of Economics and Statistics,2005,87(2):385.
- [12] CHERNOZHUKOV V, FERNÁNDEZ-VAL I, HAHN J, et al. Average and quantile effects in non-separable panel models[J]. Econometrica,2013,81(2):535.
- [13] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFOEUILLE X. Fuzzy differences-in-differences[J]. The Review of Economic Studies,2017,85(2):999.
- [14] ATHEY S, IMBENS G W. Design-based analysis in difference-in-differences settings with staggered adoption[R]. Massachusetts: National Bureau of Economic Research,2018.
- [15] CALLAWAY B, SANT'ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[R]. Chicago: Chicago University,2019.
- [16] AUTOR D H, KERR W R, KUGLER A D. Does employment protection reduce productivity: evidence from US states[J]. The Economic Journal,2007,117(521):189.
- [17] ANGRIST J D, PISCHKE J S. Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion[M]. Princeton: Princeton University Press,2009.
- [18] BAIER S L, BERGSTRAND J H. Economic determinants of free trade agreements[J]. Journal of International Economics,2004,64(1):29.
- [19] BERGSTRAND J H, EGGER P. What determines BITs? [J]. Journal of International Economics,2013,90(1):107.
- [20] 郭焯,许陈生. 双边高层会晤与中国在“一带一路”沿线国家的直接投资[J]. 国际贸易问题,2016(2):26.