

“一带一路”税收征管合作机制对中国对外直接投资的影响

陈高 张燕 刘锋

(中南财经政法大学 财政税务学院/全球公共财政研究中心,湖北 武汉 430073)

摘要:推动高质量对外直接投资是高水平对外开放的重要议题,改善国际税收营商环境是促进对外直接投资质量质齐升的一个重要途径。本文以2015—2021年共建“一带一路”国家(地区)为研究样本,采用双重差分法,探究“一带一路”税收征管合作机制能否改善国际税收营商环境进而促进中国的对外直接投资。研究发现,“一带一路”税收征管合作机制有效促进了中国对合作机制成员国(地区)的对外直接投资,一系列的稳健性检验结果均支持这一结论。机制分析表明,税收便利度、征管效率、税收成本以及营商环境是影响对外直接投资的重要因素。异质性检验结果表明,合作机制显著增加了中国对初始税收便利性较差、初始对外直接投资较少和地理距离较近国家(地区)的对外直接投资流量。因此,应继续基于“一带一路”倡议,持续推动中国与共建国家(地区)税收征管合作机制的建设,为中国企业“走出去”创造更好的国际税收营商环境。

关键词: 税收征管合作机制; 对外直接投资; 国际税收营商环境; “一带一路”

中图分类号: F811.0 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-5230(2024)05-0043-14

一、引言

作为重要的国际经济合作公共平台,“一带一路”倡议在推动企业高质量“引进来”和“走出去”方面发挥了重要的作用^{[1][2]}。党的二十届三中全会指出,要完善推进高质量共建“一带一路”机制^①,对外直接投资是共建“一带一路”的重要组成部分。然而,国际税收信息壁垒、税收征管效率偏低和税收服务差异等国际税收营商环境因素仍然是阻碍中国对外直接投资发展的重要原因^{[3][4]}。

对于企业而言,税收制度环境是影响其对外直接投资决策的一个重要因素。东道国较高的税负、重复征税以及税收复杂性被认为是阻碍企业“走出去”的重要原因^{[5][6]}。因此,探究改善国际税收营

收稿日期: 2024-04-24

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“中国对外援助风险的统计测度、监测预警及纾困路径研究”(21BTJ052); 中南财经政法大学部省共建项目“财政服务于统筹国内国际两个大局研究——基于全球财政合作视角”(31713110901)

作者简介: 陈高(1980—),男,湖北武汉人,中南财经政法大学财政税务学院教授,全球公共财政研究中心研究员;

张燕(1989—),女,湖北孝感人,中南财经政法大学财政税务学院博士生,本文通讯作者;

刘锋(1995—),男,湖南邵阳人,中南财经政法大学财政税务学院博士生。

商环境的经验举措对促进高水平对外直接投资至关重要。中国自 2019 年开始建立与共建“一带一路”国家(地区)的税收征管合作机制,旨在通过加强税收合作、提高税收征管能力和优化国际税收营商环境来支持贸易自由化和投资便利化。相比于仅规范两国之间的税收征管以减少逃税和重复征税问题的双边协定机制^{[7][8]},国际税收征管合作机制更强调各国税收信息之间的互通和税收征管能力的实质性提高,从而促进东道国国际税收营商环境的改善。有鉴于此,探讨税收征管合作机制在促进对外直接投资方面的效果对促进中国企业高质量“走出去”具有重要现实意义。

基于 2015—2021 年共建“一带一路”国家(地区)的面板数据,本文以“一带一路”税收征管合作机制的建立作为准自然实验构建双重差分模型,考察国际税收征管合作机制的对外直接投资效应。研究发现,“一带一路”税收征管合作机制显著促进了中国对外直接投资,尤其增加了中国对初始税收便利性较差、初始对外直接投资较少和地理距离较近国家(地区)的对外直接投资流量。机制检验提供的证据表明,国际税收征管合作机制产生的税收便利度、征管效率、税收成本以及营商环境改善是重要的影响渠道。对外直接投资的边际弹性分析表明,国际税收营商环境的改善能够有效扩大对外直接投资的增长空间。

与已有研究相比,本文的边际贡献体现在以下两个方面。第一,本文评估了建立国际税收征管合作机制对中国对外直接投资的影响,为促进中国对外直接投资提供了一个税收共建的研究视角和经验证据。“一带一路”对外直接投资领域的已有研究聚焦于中国对外直接投资区位选择的影响因素,如沿线数字经济^[9]、东道国的投资便利度^[10]、东道国制度环境^{[11][12]}和中国的贸易经验^{[13][14]}等,而本文则从国际税收营商环境的角度验证了国际税收征管合作对促进中国对外直接投资的有效性,丰富了中国对外直接投资领域的研究文献。第二,本文丰富了国际化税收服务和“共商共建共享”理念优势相关的研究文献,强调了国际税收营商环境改善中的“共商共建共享”实现路径。以往关于改善国际税收营商环境的研究更多是进行理论层面的探讨,从税收协调的视角讨论如何完善国际税收征管合作^{[15][16]},而本文则从税收征管合作共建角度出发,通过实证分析证明了税收征管合作共建机制对改善东道国国际税收营商环境的成效,为构建高水平现代化的国际经济合作模式提供了参考。

本文剩余部分安排如下:第二部分梳理相关理论并提出研究假设,第三部分介绍采用的基本模型、数据及研究变量,第四部分为实证结果及分析,第五部是结论与启示。

二、文献综述与研究假设

(一)制度因素与对外直接投资

东道国内部制度环境因素是影响企业“走出去”的重要因素之一,大量的研究表明中国企业在对外直接投资的过程中受到东道国的制度环境、税收因素以及资源禀赋的影响。中国企业进行对外直接投资区位选择时不太关心对方的政治制度和政治稳定度,而更关心政府的效率、监管质量和腐败控制,并存在避开法制严格国家的倾向,这说明中国企业更关注东道国政府的政策执行效率^[17]。中国的对外直接投资总体上有向低劳工标准国家集聚的趋势^[18]。在准入阶段,东道国的法律制度越健全,中国企业在该国的投资越难成功,但东道国的对外开放程度越高,中国企业投资项目落地的成功率越高^[19]。

良好的双边政治关系在改善制度不足方面能够起到一定的作用。双边政治协定的建立能够有效维护对外直接投资,尤其是双边外交活动具有明显的促进发展的效果,并且双边外交活动能够抵消一部分东道国制度质量差的负面影响^[20]。友好的双边政治关系对东道国制度环境有一定调节作用,并且能够对双边制度差异缺口形成补充,友好的双边政治关系在中国对共建“一带一路”国家(地区)的对外直接投资中有积极作用^[21]。此外,直接针对企业投资的双边投资协定在促进对外直接投资方面成效显著^[22]。

(二)税收因素与对外直接投资

企业偏好在低税负国家(地区)投资是学者们的共识。企业在对外直接投资过程中,相比投资风

险,其更注重东道国税收成本,税率是影响税收成本的首要因素^[23]。综合考虑单边和双边有效税率,东道国税负低于母国越多,母国对东道国的直接投资越多,双边有效税率越低,两国间的投资量越大^[24]。中国的跨国经营公司具有显著的避税动机,企业规模越大,投资目的地制度质量越低及距离越近,面临强的政府税收征管时,越倾向于通过对外直接投资避税^[25]。

因此,国家间的税收差异对对外直接投资有着直接的影响并改变企业投资行为。共建“一带一路”国家(地区)资本边际有效税率显著扭曲中国的对外直接投资^[26]。但国际税收营商环境的改善有利于消除这种影响,庄序莹等发现中国企业对外直接投资时倾向于那些税负低、效率高且签订税收协定的东道国,但对税收透明度的敏感性不高^[6]。此外,两国之间的税收协定也可以减轻东道国高税负水平和制度环境较差带来的负面影响,但在低税负水平和制度环境完善的东道国影响不明显^[5]。

总体上,东道国税收体系是影响中国企业对外直接投资的重要因素。尽管已有的研究强调了双边税率、双边税收协定以及国际税收营商环境对吸引对外直接投资的重要作用,但少有文献探讨国际间的税收征管合作与共建机制的成效及其对外直接投资效应。因此,探究国际税收征管“共商共建共享”理念的成效对促进高水平对外开放而言意义深远。

(三)研究假设

基于企业逐利的基本分析框架,可以假定企业对外直接投资的根本目的是获得投资回报。因此,企业是否投资以及多大程度上进行对外直接投资取决于投资项目的预期回报率。如果企业对外直接投资面临较大的不确定性风险和投资成本,企业的对外直接投资动机将会被削弱。反之,如果对外直接投资回报能够被准确预期且成本负担较低时,企业会有更高的对外直接投资积极性。

本文从税收不确定性和税负成本两个方面分析“一带一路”税收征管合作机制(以下简称“合作机制”)对中国对外直接投资的影响。合作机制侧重于从三个方面优化共建“一带一路”国家(地区)的国际税收营商环境。一是促进中国与共建“一带一路”国家(地区)之间的税收信息互通共享,税收信息的充分交换有助于更充分地促进国际间的税收协调,也有助于企业更充分了解东道国的税收制度,从而能够为跨国直接投资企业提供更高效的税收服务并减少税收不确定性风险。二是提高共建“一带一路”各国(地区)的税收征管能力和效率,中国对外直接投资青睐效率高、税负低并且制度完善的国家(地区)^[6],但部分共建“一带一路”国家(地区)在税收征管和税收制度环境上仍然有较大完善空间,复杂的征税流程以及低效率的税收征管会使得企业面临较高的税收遵从负担,遵从成本形成了企业对外直接投资的成本约束。合作机制通过贯彻“共商共建共享”理念助力合作成员的信息化征管建设和税务培训,对提高共建国家(地区)的税收征管效率成效显著。三是减少税收争端和重复征税,通过税收征管合作,可以推动双方更大程度在税收制度和程序上达成一致,减少重复性的征税项目,同时缩短税务争议解决时间,从而有利于企业“走出去”。这些国际税收营商环境方面的深入优化与完善有利于提高对外直接投资的规模和质量。因此,基于合作机制的设计目标和理论成效,本文提出以下研究假设1。

假设1:“一带一路”税收征管合作机制能够促进中国对外直接投资。

本文进一步考虑对外直接投资的增长弹性以及制度改善弹性。一方面,当中国对合作机制成员国(地区)的初始对外直接投资规模较高时,进一步扩大对外直接投资的弹性较小,对外直接投资规模可能增长较慢。但也可能存在对外直接投资粘性,即从广度上吸引更多对外直接投资企业进入,在集约程度上对外直接投资企业对东道国产生投资的路径依赖。另一方面,相比国际税收营商环境较好的国家(地区),国际税收营商环境较差的国家(地区)通过国际税收征管合作机制产生的边际改善可能更强,国际税收营商环境改善大的东道国可能吸引更多的企业投资,“一带一路”税收征管合作机制所产生的对外直接投资效应强弱也取决于东道国国际税收营商环境的变化弹性。基于上述分析,本文提出如下研究假设2。

假设2:“一带一路”税收征管合作机制的中国对外直接投资效应存在边际弹性差异。

三、模型与变量设定

(一) 基准回归模型设计

本文基于 2019 年“一带一路”税收征管合作机制初次建立构建双重差分模型,考察“一带一路”税收征管合作机制对中国对外直接投资的影响,模型设定如下:

$$\ln\text{ofdi}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{treat}_i \times \text{post}_t + \beta_2 X_{i,t} + \delta_i + \eta_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, $\text{treat}_i \times \text{post}_t$ 为本文构建的双重差分项,若时间 t 位于 2019 年及以后且国家(地区) i 属于税收征管合作机制成员,则赋值为 1,反之赋值为 0。系数 β_1 为本文关注的核心解释变量系数,反映“一带一路”税收征管合作机制对中国对外直接投资的影响程度。 δ_i 为个体固定效应,控制国家(地区)层面不随时间变化的特征。 η_t 为时间固定效应,控制年份层面不随个体变化的特征。 $X_{i,t}$ 为一列控制变量, $\epsilon_{i,t}$ 为残差项。

(二) 变量设定

1. 解释变量

截至 2021 年末,共建“一带一路”国家(地区)共 125 个^②,其中,2019 年 4 月首批“一带一路”税收征管合作机制理事会成员共 34 个,2019 年 9 月增加至 36 个且后期保持不变^③,这一构成提供了可明确区分的实验组和对照组。具体而言,本文以 32 个合作机制成员国(地区)为实验组^④,以其余共建“一带一路”国家(地区)为对照组,以 2019 年“一带一路”税收征管合作机制设立为政策时间节点,构建双重差分变量 $\text{treat}_i \times \text{post}_t$ 。其中, treat_i 表示国家(地区) i 是否为实验组,实验组取 1,对照组取 0。 post_t 表示是否在政策实施之后,2019 年及以后取 1,2019 年之前取 0。

2. 被解释变量

本文的被解释变量 $\ln\text{ofdi}_{i,t}$ 表示中国对 i 国(地区) t 年的对外直接投资存量的对数。数据来自商务部发布的《中国对外直接投资统计公报》(2015—2021 年)。

3. 控制变量

参考王永钦等的方法^[17],将世界银行治理数据库的六大治理指数作为控制变量,参考吕越等的做法^[1],将东道国 GDP 总量的对数、劳动力总量的对数、GDP 增长率、东道国基础设施完善情况和人口密度作为控制变量,数据来源于世界银行发展与治理指数数据库。具体的变量定义如表 1 所示。

表 1 变量解释与数据来源说明

变量符号	变量含义	数据来源
$\ln\text{ofdi}_{i,t}$	中国对 i 国(地区) t 年外直接投资存量的对数	商务部《中国对外直接投资统计公报》(2015—2021 年)
$\text{treat}_i \times \text{post}_t$	2019 年后的 BRITACOM 成员取 1,其他国家(地区)和年份取 0	BRITACOM 官网
$\ln\text{GDP}_{i,t}$	GDP 总量,取对数	世界银行发展指数数据库 WDI
$\ln\text{labor}_{i,t}$	劳动力总量,取对数	
$\text{gpdg}_{i,t}$	GDP 增长率	
$\text{mobile}_{i,t}$	东道国的基础设施完善情况,以每百人移动蜂窝式无线通信系统的电话租用量对数表示	
$\text{popdensity}_{i,t}$	人口密度(万人/平方公里)	
$\text{va}_{i,t}$	话语权与问责制,从-2.5(弱)~2.5(强)的指数,反映了国家的公民能够选择他们的政府以及享有言论自由、结社自由和媒体自由的权利	
$\text{ps}_{i,t}$	政治稳定与杜绝暴力/恐怖主义,话语权与问责制,从-2.5(弱)~2.5(强)的指数,反映了政府被推翻或破坏(通过违宪和暴力的途径,包括恐怖主义活动)的可能性	
$\text{ge}_{i,t}$	政府效率,从-2.5(弱)~2.5(强)的指数反映了政府公共服务的质量,政府独立于政治压力的程度,政策制定和实施的质量,以及政府兑现其承诺的能力	
$\text{rq}_{i,t}$	监管质量,从-2.5(弱)~2.5(强)的指数反映了政府制定并实施监管政策的能力	
$\text{rl}_{i,t}$	法制水平,从-2.5(弱)~2.5(强)的指数反映了经济主体遵守规则的程度,及其对规则(尤其是合约实施、产权、法庭的规则)的信心	
$\text{cc}_{i,t}$	腐败控制,从-2.5(弱)~2.5(强)的指数反映了公权力被利用的程度(包括腐败和政府被利益集团“俘获”)	
$\text{tdb}_{i,t}$	世界银行税收营商报告中各国的税收便利度得分	《营商环境报告》(2015—2021 年)
$\text{payments}_{i,t}$	年纳税次数	

4. 描述性统计

鉴于数据的可得性,将样本的时间维度设定在 2015—2021 年。对数据严重缺失的样本进行删除,最终得到最大样本观测值 696 个,包含 121 个共建“一带一路”国家(地区)的相关信息^⑤,其中 32 个为税收征管合作机制成员国(地区)^⑥,对连续变量采用前后 1% 的缩尾处理。变量的描述性统计结果列于表 2 中。

表 2 描述性统计结果

	变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$\ln\text{ofdi}_{i,t}$	696	10.4142	2.1271	4.5433	15.4820
	$\ln\text{ofdi}_{i=1}$	208	10.9811	1.6925	4.8210	14.3909
	$\ln\text{ofdi}_{i=0}$	488	10.1512	2.2531	4.5401	15.4824
解释变量	$\text{treat}_i \times \text{post}_t$	696	0.1042	0.3063	0.0000	1.0000
	$\ln\text{GDP}$	683	24.2731	1.7662	19.9421	28.1215
	$\ln\text{labor}$	673	15.1646	1.5921	10.8714	18.7330
	gdp	683	2.2603	4.6620	-31.9808	18.7202
	mobile	694	8.4833	9.7593	0.0000	16.4851
	popdensity	683	5.3752	6.5651	1.7510	8.8962
控制变量	va	686	-0.2010	0.9242	-1.9903	1.5901
	ps	686	-0.1192	0.9341	-2.8011	1.6162
	ge	686	-0.1083	0.8400	-2.4750	2.2364
	rq	686	-0.1342	0.8583	-2.3631	2.2610
	rl	686	-0.1442	0.8424	-2.3462	2.0013
	cc	686	-0.1740	0.8511	-1.9050	2.2842
	机制变量	tdb	653	68.5634	17.4508	11.4018
payments		681	60.9607	26.6247	6.2382	96.3721

四、实证分析

(一) 基准回归结果

1. 估计结果与解释

基于模型(1),本文检验“一带一路”税收征管合作机制对中国对外直接投资的影响,表 3 报告了基准回归结果。在表 3 的列(1)中,回归方程仅控制个体固定效应和时间固定效应,交互项 $\text{treat} \times \text{post}$ 的估计系数显著为正,表明“一带一路”税收征管合作机制建立后中国对合作机制成员国(地区)的对外直接投资规模显著扩大。在列(2)中,进一步加入了国家经济禀赋和国家治理指标两类控制变量。在纳入控制变量后,核心解释变量的估计系数轻微减小,但显著性并未发生变化。此外,东道国的政治稳定性、经济增长水平、基础设施水平以及人口禀赋均对中国对外直接投资有积极的影响,表明中国的企业对外直接投资更倾向于选择政治稳定且资源禀赋较好的国家(地区)。为了缓解处理组时变趋势所产生的遗漏偏误,参考吕越等的做法^[1],在列(3)中控制了处理组的时间趋势,核心解释变量仍然显著为正,减少了对国家(地区)层面时变遗漏因素的担忧。为了进一步排除不可观测的时变遗漏因素的影响,在列(4)加入洲际区域与年份的联合固定效应,核心解释变量的估计系数仍然显著为正,这表明“一带一路”税收征管合作有助于促进中国对外直接投资,研究假设 1 得到验证。

2. 平行趋势检验

基于双重差分估计(DID)的模型设计,使用模型(1)能够得到无偏估计的前提是处理前对外直接投资在实验组和对照组之间的差异基本固定,即实验组和对照组保持相同的时变趋势。鉴于此,本文检验了上述共同趋势假设并在图 1 中报告了检验的结果。具体而言,“一带一路”税收征管合作机制在 2019 年 4 月正式建立,因此,本文以 2018 年作为基准年份,检验 2018 年及以前年度实验组和对照组之间是否满足共同趋势假定。图 1 中,基准年份之前的年度,各差异估计系数均接近于 0,且在 95% 的置信水平下不显著异于 0。这表明在合作机制建立之前,实验组和对照组之间的差异基本没

有发生变化,处理组与对照组满足共同趋势假定。而在合作机制建立之后,实验组和对照组的对外直接投资差异在 95% 的置信水平上显著扩大,2019—2021 年的趋势系数表明税收征管合作的对外直接投资效应相当稳健,这支持了基准估计结果的准确性。

表 3 基准回归结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
treat×post	0.2394 ** (0.1096)	0.2331 ** (0.1079)	0.2219 ** (0.1073)	0.2211 ** (0.1069)
话语权		0.1161 (0.3356)	0.1148 (0.3315)	0.0978 (0.2302)
政治稳定		0.2428 * (0.1352)	0.2437 * (0.1338)	0.2409 * (0.1317)
政府效能		-0.4321 (0.3130)	-0.4307 (0.3237)	-0.2155 (0.1763)
监管质量		-0.4211 (0.3520)	-0.4008 (0.3762)	-0.2895 (0.3269)
法制水平		-0.4027 (0.3628)	-0.3890 (0.3329)	-0.3703 (0.2894)
腐败控制		-0.2991 (0.3598)	-0.1876 (0.2761)	-0.1979 (0.1832)
GDP 规模		0.0654 ** (0.0323)	0.0782 ** (0.0354)	0.0512 * (0.0297)
GDP 增长率		0.0188 ** (0.0078)	0.0209 *** (0.0081)	0.0220 ** (0.0099)
基础设施水平		0.0731 ** (0.0328)	0.0698 ** (0.0301)	0.0574 * (0.0327)
劳动力规模		0.0489 (0.5906)	0.0732 (0.5732)	0.1109 (0.3689)
人口密度		0.0538 * (0.0315)	0.0577 * (0.0302)	0.0602 ** (0.0293)
常数项	10.3852 *** (0.0149)	16.1142 *** (0.0731)	15.0659 *** (4.0025)	13.8523 *** (3.2698)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
处理组线性时间趋势	未控制	未控制	控制	控制
区域年份联合固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
观测值	696	668	668	668
R ²	0.9612	0.9801	0.9833	0.9850

注:括号内为标准误且聚类在国家(地区)层面,*、**和***分别代表在 10%、5%和 1%的水平下显著,下同。

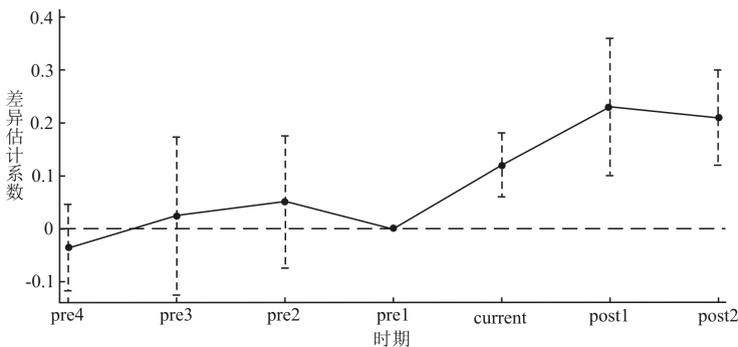


图 1 平行趋势检验图

(二) 机制分析

本文首先从税收因素分析税收征管合作机制促进对外直接投资的影响机制。具体而言,“一带一

路”税收征管合作机制旨在加强税收征管能力和税收的确定性,以此减少税收成本和促进有效解决国际税收争端。因此,“一带一路”税收征管合作机制会直接影响东道国的国际税收营商环境,从而创造吸引企业投资的良好条件。为了检验这一效应,本文从税收便利性、纳税次数、税收成本和营商环境四个方面验证“一带一路”税收征管合作机制促进中国对外直接投资的影响机制。

1. 税收便利度

基于世界银行报告的 2015—2021 年《营商环境报告》,本文获取了报告中各国税收便利度得分,作为税收便利度的衡量指标,考察税收征管合作机制对企业对外直接投资的影响。具体而言,本文首先基于模型(1)将对外直接投资替换为税收便利度得分,并进行回归估计,表 4 列(1)报告了估计结果。估计系数在 5%的水平上显著为正,表明税收征管合作机制显著提高了合作机制成员国(地区)的税收便利性。进一步地,本文控制税收便利度回归分析得到列(2)。在控制税收便利度后,税收便利度的估计系数显著为正,而核心解释变量的估计系数和显著性均有所下降。列(1)和列(2)的结果表明税收便利度的提高部分解释了“一带一路”税收征管合作机制的对外直接投资效应。

2. 纳税次数

下文基于世界银行公布的各国年度筹集税收的纳税次数来衡量各国(地区)的税收征管效率。具体而言,筹集税收所需纳税次数越少,税收动员次数也会越少,企业在税收问题上所耗费的精力越少,纳税遵从成本也就越低。因此,该指标反映了各国(地区)征税程序简化程度,能够测度税收征管效率。为了考察税收征管合作机制如何影响机制成员国(地区)的税收征管效率进而促进中国对机制成员国(地区)的直接投资,本文再次基于模型(1),将被解释变量替换为各国(地区)的纳税次数并在列(3)中报告估计结果。核心解释变量对纳税次数的影响系数显著为负,表明税收征管合作机制有效降低了机制成员国(地区)的纳税次数,简化了纳税程序。本文进一步将纳税次数加入模型进行回归得到列(4),估计结果表明,在控制纳税次数后,核心解释变量系数有所降低,且中国向纳税次数越低的国家(地区)的对外直接投资规模更大。结合列(3)和列(4),本文认为“一带一路”税收征管合作机制产生的东道国税收程序简化促进了中国对外直接投资规模的扩张。

表 4 国际税收营商环境和征管效率机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	税收便利度	对外直接投资规模	纳税次数	对外直接投资规模
treat×post	2.5356 ** (1.2085)	0.1644 * (0.0917)	-5.1367 *** (1.9693)	0.2053 ** (0.1016)
税收便利度		0.0309 ** (0.0144)		
纳税次数				-0.0074 ** (0.0033)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
处理组线性时间趋势	控制	控制	控制	控制
区域年份联合固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	642	642	659	659
R ²	0.9770	0.9832	0.9821	0.9911

3. 税收成本效应

“一带一路”税收征管合作机制的根本目的是为了解决国际投资与贸易过程中的企业纳税问题。除了为“走出去”企业提供更优质的税收服务外,税收征管合作机制的另一个重要作用就是减轻对外直接投资企业的税收负担。因此,本文进一步探究税收成本因素是否是促进对外直接投资的机制。理论上,税收征管合作机制针对的是国际投资与贸易领域的国际税收营商环境的优化,因而直接影响合作机制成员国(地区)整体税负水平的可能性较小。因此,如果税收征管合作机制降低了对外直接

投资企业的税收成本,那么可能在税负水平较高的国家(地区)中效果更强。因为在税负水平低的国家(地区)中,“走出去”的企业可能并不会面临更高的税收成本。

基于国家(地区)税负水平的组别差异在一定程度上能够反映“一带一路”税收征管合作机制对外直接投资效应的差异化路径。鉴于此,本文以国家(地区)税收占 GDP 比重的中位数将样本划分为税负较高国家(地区)和税负较低国家(地区)并进行分组回归,回归结果报告在表 5 列(1)和列(2)中。在税负较高国家(地区)组别中,核心解释变量的估计系数在 1%的水平上显著为正,而在税负较低国家(地区)组别中,核心解释变量的估计系数仅在 10%的水平上显著为正,且影响系数远小于税负较高组别。该结果表明,“一带一路”税收征管合作机制更加有效促进了中国对外直接投资向税负较高国家(地区)的规模扩张。同时,这一结果也表明“一带一路”税收征管合作机制导致的对外直接投资增长并不是向低税负国家(地区)的转移,减少了对对外直接投资避税的顾虑。整体上,表 5 列(1)和列(2)的结果验证了上述的理论分析,表明税收成本因素是本文的影响机制,同时也表明税收征管合作机制带来的对外直接投资增长具有量质齐升的特点。

表 5 税收成本机制检验

变量	(1)	(2)
	税负较高国家(地区)	税负较低国家(地区)
treat × post	0.2633 *** (0.0719)	0.1207 * (0.0658)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
处理组线性时间趋势	控制	控制
区域年份联合固定效应	控制	控制
观测值	336	332
R ²	0.9532	0.9612

4. 营商环境

除了具体的纳税流程和税收成本会影响对外直接投资外,东道国的营商环境也被认为是影响对外直接投资的重要因素。大多数发展中国家的税收制度和会计准则不够完善,对外投资企业需要考虑适应这些制度规范的成本和风险^[27]。一方面,“一带一路”税收征管合作可能会改善机制成员国(地区)的税收制度和会计准则,加入税收征管合作机制意味着成员国(地区)的税收制度和会计准则向国际接轨,即机制成员国(地区)在改善本国(地区)税收制度和降低信息不对称方面会投入更多,从而降低了外来企业投资的风险^[5],即产生营商环境改善效应。另一方面,“一带一路”税收征管合作机制还可能对成员国(地区)的营商环境形成补充。发展水平较低且营商环境较差的国家(地区)会使境外投资者面临较严重的信息不对称问题和投资风险不确定性,税收征管合作机制的建立意味着成员国(地区)释放积极的信号,这一积极信号可以减少企业对投资风险的担忧,从而改善对营商环境较差国家(地区)的投资态度进而促进企业投资,即产生营商环境替代效应。

基于上述分析,本文参考邓力平等^[5]以及张晨霞与李荣林^[28]的做法,使用 WGI 数据库中的法律规则指数的对数作为衡量东道国营商环境的指标,分别检验“一带一路”税收征管合作机制是否存在营商环境改善效应或替代效应,结果报告于表 6。在第(1)列中,本文首先估计了核心解释变量对营商环境的影响,估计系数显著为正,这表明“一带一路”税收征管合作机制对成员国(地区)的营商环境存在改善效应。在列(2)中,进一步估计了营商环境如何影响对外直接投资水平,结果表明中国企业的对外直接投资显著倾向于营商环境较好的东道国,这表明营商环境改善效应是“一带一路”税收征管合作机制促进企业对外直接投资的一个原因。之后,本文依据营商环境中位数分组估计在不同组别中税收征管合作机制带来的投资净效应大小。估计结果表明,在营商环境较好的国家(地区)样本中,营商环境对中国对外直接投资的影响变弱,且“一带一路”税收征管合作机制带来的投资净效应也

相对较小(列(3));相反,在营商环境较差的国家(地区)样本中,营商环境对中国对外直接投资的影响更强,且“一带一路”税收征管合作机制带来的投资净效应也相对更大(列(4))。这一结果表明在东道国营商环境指标偏低的情况下,中国对外直接投资受到营商环境因素的影响更大,“一带一路”税收征管合作机制产生的投资净效应也更大。这表明“一带一路”税收征管合作机制释放的积极信号能够对东道国营商环境形成补充,并促进中国向这些国家(地区)扩大对外直接投资规模。

表 6 营商环境机制检验

变量	(1) 营商环境	(2) 对外直接投资规模	(3) 营商环境较好	(4) 营商环境较差
treat×post	0.0958 * (0.0522)	0.1866 * (0.1025)	0.1431 * (0.0849)	0.2648 *** (0.1004)
营商环境		0.3743 *** (0.0956)	0.1915 * (0.0988)	0.2906 *** (0.1043)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
处理组线性时间趋势	控制	控制	控制	控制
区域年份联合固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	619	619	307	312
R ²	0.9062	0.9280	0.9771	0.9710

(三)稳健性检验

1. 替换被解释变量测度

本文首先通过替换被解释变量的测度进行稳健性检验。具体而言,将中国对外直接投资存量替换为流量并取对数再次回归,估计结果报告见表 7 列(1)。估计系数在 5%的水平上显著为正,表明替换被解释变量测度后,本文的结论依旧稳健。

2. 剔除观察员国(地区)

考虑到“一带一路”税收征管合作机制设立了 30 个观察员国家(地区),这部分国家(地区)虽然没有直接参与税收征管合作,但仍然可能受到外溢性的影响。为了排除这种影响,本文在对照组中剔除这 30 个国家(地区)样本并重新进行回归估计。表 7 列(2)的估计结果显示,在剔除观察员国家(地区)样本后,核心解释变量的估计系数仍然显著为正且系数值有轻微变大,表明将观察员国(地区)纳入对照组仅存在轻微的低估偏误,并不影响本文的基本结论。

表 7 稳健性检验

变量	(1) 更换变量衡量方法	(2) 剔除观察员国(地区)	(3) 控制共建“一带一路”
treat×post	0.3325 ** (0.1538)	0.2509 ** (0.1043)	0.2083 ** (0.1014)
加入“一带一路”			0.0599 * (0.0315)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
处理组线性时间趋势	控制	控制	控制
区域年份联合固定效应	控制	控制	控制
观测值	668	502	668
R ²	0.9731	0.9540	0.9664

3. 控制共建“一带一路”的影响

2015—2021 年间共建“一带一路”这一变动可能潜在影响中国向这些新共建国家(地区)的对外

直接投资水平,尤其是2019年以后的变动可能造成估计结果存在竞争性偏误。为了减少这些样本的影响,本文梳理了自2015年以来共建“一带一路”的国家(地区)名单,并以共建“一带一路”构建多时点双重差分变量纳入回归模型,以此控制国家(地区)共建“一带一路”的影响。表7列(3)的估计结果显示,共建“一带一路”的估计系数显著为正,且核心解释变量的估计系数也显著为正,表明中国对共建“一带一路”国家(地区)的对外直接投资规模显著扩大,但排除这一净效应后,税收征管合作机制仍然表现出较强的对外直接投资增长效应。

4.排他性解释

考虑到“一带一路”税收征管合作机制成员国(地区)选取会受到其他因素影响,比如与中国关系密切的国家更倾向于成为国际税收征管合作机制成员。同时考虑到《双边促进和保护投资协定》对投资也有促进作用。为排除以上可能性,本文从投资协议和政治关联程度两个角度出发,分别引入中国与共建“一带一路”国家(地区)是否签订投资协定^⑦和建交年数^⑧,构造虚拟变量 invest 和 link。其中,中国与共建“一带一路”国家(地区)签订了投资协定的,虚拟变量 invest 取 1,否则取 0。本文按建交年数的中位数将全样本进行分组,大于中位数的国家(地区)link 取值为 1,否则取 0。通过纳入三重项排除投资协议以及建交关系可能存在的替代性影响,表 8 报告了估计结果。

在列(1)中,三重项(treat×post×invest)的系数显著为正表明在签订投资协定的样本组中,税收征管合作机制的对外直接投资促进效应更强。同理,列(2)中三重项(treat×post×link)的估计系数显著为正表明在建交年份更久的样本组中,税收征管合作机制的对外直接投资促进效应更强。列(1)和列(2)的结果表明,签订投资协议和政治关联增强了税收征管合作机制促进对外直接投资的效果,但并不影响税收征管合作机制本身在促进对外直接投资上的有效性,即本文的基本结论在考虑投资协议和政治关联因素后仍然稳健。

表 8 竞争性假说排除

变量	(1) 是否签订投资协定	(2) 建交年数	(3) 考虑中国对外援助
treat×post	0.1509 * (0.0837)	0.1325 ** (0.0614)	0.2407 ** (0.1024)
treat×post×invest	0.1671 * (0.0937)		
treat×post×link		0.1296 * (0.0675)	
OOF 援助规模			0.0367 (0.0239)
控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
处理组线性时间趋势	控制	控制	控制
区域年份联合固定效应	控制	控制	控制
观测值	668	668	662
R ²	0.9732	0.9544	0.9683

此外,本文还考虑了中国的对外援助项目可能潜在的促进国内企业向被援助国家进行对外直接投资。由于中国大量的援助项目是其他官方资金(OOF),这些援助以基础设施援助为主,大量的基础设施援助建设可能会吸引更多国内企业直接投资,而“一带一路”税收征管合作机制成员国(地区)可能获得更多的援助资金。为了排除援助的潜在影响,本文在表 8 的列(3)中控制了 OOF 援助资金规模,结果显示 OOF 援助规模的影响系数为正但不显著,核心解释变量的估计系数仍然显著为正。该结果表明基准结论不受中国对外援助因素的影响。

5.安慰剂检验

为进一步验证基准回归结果未因遗漏变量产生偏误,本文通过随机选取“一带一路”税收征管合

作机制成员国(地区)进行安慰剂检验。在每一次回归中,随机选取 32 个样本,假定这些样本受到了政策冲击,即加入了“一带一路”税收征管合作机制,而其余未选中的国家(地区)未加入,以此将全样本分成了伪实验组和伪控制组。利用模型(1)进行回归检验,重复 1000 次随机抽样。图 2 报告了安慰剂检验的结果,虚拟变量系数的分布与标准正态分布基本一致,明显区别于基准回归结果,该结果可以减少基准回归结果是偶然发生的担心,同时也证明了基准结论的稳健性。

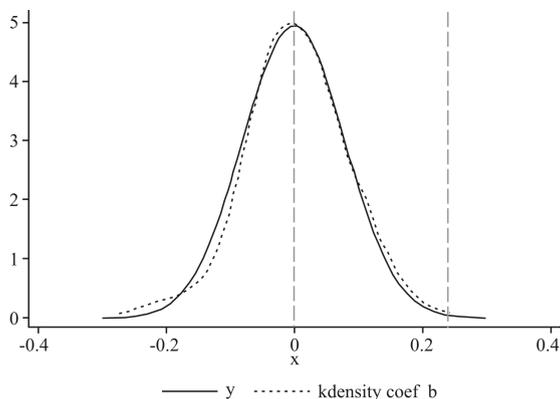


图 2 安慰剂检验图

(四)异质性分析

1.国际税收营商环境差异

尽管在机制检验部分验证了国际税收营商环境的改善是“一带一路”税收征管合作机制促进中国对外直接投资的重要原因。但是基于研究假设,本文仍然关心对外直接投资是更多地流向原本国际税收营商环境较好或是较差的国家(地区),即中国对外直接投资增长弹性如何取决于国际税收营商环境的边际改善。

基于上述分析,本文依据事件发生前(2018 年及以前)的税收便利度得分均值的中位数将样本划分为初始税收便利性较好和较差两组并分别进行回归估计,表 9 第(1)(2)列汇报了估计的结果。在初始税收便利性较好的组别中,估计系数在 10%的水平上显著为正;而在初始税收便利性较差的组别中,核心解释变量的估计系数在 1%的水平上显著为正,且系数值相对较大。该结果表明“一带一路”国际税收征管合作机制促进了成员国(地区)税收便利性的提升,且促进中国对外直接投资更多流向原本税收便利性较差的国家(地区)。该结果也反映了共建“一带一路”国家(地区)的国际税收营商环境是决定中国对外直接投资的一个重要因素,提高共建“一带一路”国家(地区)的国际税收营商环境是未来高质量共建“一带一路”的必要举措。

表 9 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	初始国际税收营商环境较好	初始国际税收营商环境较差	初始中国对外直接投资水平较高	初始中国对外直接投资水平较低	距离较远国家(地区)	距离较近国家(地区)
treat × post	0.1527* (0.0866)	0.2933*** (0.0812)	0.2026* (0.1135)	0.2475*** (0.0419)	0.1593* (0.0845)	0.2166** (0.0882)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
处理组线性时间趋势	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域年份联合固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	315	327	329	336	338	330
R ²	0.9681	0.9602	0.9570	0.9232	0.9651	0.9881

2. 初始投资水平差异

区分“一带一路”税收征管合作机制下的中国对外直接投资增长流向是评价对外直接投资效果的一个重要方面。若中国对外直接投资增长集中在原本对外直接投资规模较高的国家(地区),则表明中国对外直接投资存在较强的规模路径依赖。反之,若中国对外直接投资增长流向原本对外直接投资规模较低的国家(地区),则表明“一带一路”税收征管合作机制拓宽了对外直接投资的范围,促进了更广泛的投资。

为了检验对外直接投资增长的流向,本文同样基于事件前(2018年及以前)的中国对外直接投资存量规模年度均值将样本划分为初始中国对外直接投资水平较高和较低两组,表9第(3)(4)列报告了分组回归的结果。估计结果显示,“一带一路”税收征管合作机制,在初始中国对外直接投资水平较高的样本组中,显著性水平较低(列(3)),而在初始中国对外直接投资水平较低的样本组中影响更大,显著性水平更高(列(4))。该结果表明“一带一路”税收征管合作机制促进了中国对外直接投资的扩张,且更大程度促进了向初始中国对外直接投资水平较低国家(地区)的对外直接投资,实现了更广阔的国际对外直接投资流动。由此,本文验证了研究假设2,即“一带一路”税收征管合作机制的中国对外直接投资效应存在边际弹性差异。

3. 地理距离差异

最后,本文考虑“一带一路”税收征管合作机制产生的投资效应在地理位置上的分布。这一做法的依据在于中国与共建“一带一路”国家(地区)本身具有良好的交流和联系,距离更易成为中国对外直接投资的影响因素,导致中国对外直接投资向邻近国家(地区)集中^[1]。因此,“一带一路”税收征管合作机制可能对不同距离国家(地区)产生差异性的影响。因此,本文按照各个国家(地区)与中国的地理距离中位数进行分组,将样本划分为距离较近样本组和距离较远样本组,并分别进行回归估计。

表9第(5)(6)列报告了基于地理距离远近的分组回归结果。结果表明无论是距离较近还是较远样本组,核心解释变量的估计系数均显著为正,且对距离较近国家(地区)的影响系数更大(列(6)),显著性水平更高。该结果表明“一带一路”税收征管合作机制虽然更有效地促进了中国向距离较近国家(地区)的对外直接投资,但也推动了中国对外直接投资在距离较远的国家(地区)的增长。这一结果也侧面反映了“一带一路”税收征管合作机制能够切实推进高水平对外开放,推动中国对外直接投资面向所有共建“一带一路”国家(地区)。

五、结论与启示

在全球经济增速放缓的背景下,如何优化国际税收营商环境,提振中国对外直接投资的信心,繁荣国际贸易与投资,推动经济高质量发展,是政府面临的重大挑战。在“双循环”的大背景下,处理好中国与共建“一带一路”国家(地区)的税收协调与合作问题,改善国际税收营商环境对高质量共建“一带一路”至关重要。

本文以“一带一路”税收征管合作机制的建立作为准自然实验,基于2015—2021年共建“一带一路”国家(地区)经济数据、治理数据和对中国对外直接投资数据,采用双重差分法,考察“一带一路”税收征管合作机制对中国对外直接投资的影响效应。实证检验发现,“一带一路”税收征管合作机制显著促进了中国对外直接投资。机制检验结果表明,税收便利度、征管效率、税收成本以及营商环境是重要的影响渠道。异质性分析表明,“一带一路”税收征管合作机制的中国对外直接投资增长效应在初始税收便利性较差、初始对外直接投资较少和地理距离较近国家(地区)中更强。本文的研究发现具有以下政策启示。

第一,“一带一路”税收征管合作机制产生了较强的中国对外直接投资促进效应,这一效应表明中国对共建“一带一路”国家(地区)的对外直接投资仍然有较大增长空间,而“共商共建共享”的税收征管合作机制有助于更充分地释放这些空间。因此,进一步完善“一带一路”税收征管合作机制是高质量共建“一带一路”的内在要求,通过不断扩大税收征管合作的领域和范围,提高税收征管合作机制成

员国(地区)的税收治理能力,促进中国对共建“一带一路”国家(地区)的对外直接投资水平。

第二,共建“一带一路”国家(地区)的税收便利性不足和税负成本较高仍然是阻碍中国对外直接投资的重要因素。同时,中国对共建国家(地区)的对外直接投资具有广阔的增长空间。在高质量共建“一带一路”的过程中,要持续推动共建国家(地区)国际税收营商环境的建设,减少投资企业的税收遵从成本和税收不确定性。提高共建国家(地区)税收服务水平既是高质量共建“一带一路”的基本内容,也是推动中国对外直接投资质量齐升的重要举措。

注释:

①新华社.《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》2024年7月21日。<http://news.cn/politics/20240721/cec09ea2bde840dfb99331c48ab5523a/c.html>。

②共建国家名单来自已同中国签订共建“一带一路”合作文件的国家一览表,见中国“一带一路”网(yidaiyilu.gov.cn)。

③这36个成员包括:阿富汗、埃塞俄比亚、巴基斯坦、巴布亚新几内亚、冈比亚、刚果民主共和国、格鲁吉亚、哈萨克斯坦、阿尔及利亚、吉布提、加蓬、柬埔寨、喀麦隆、阿联酋、科威特、安哥拉、卢旺达、蒙古国、斯洛伐克、孟加拉国、南苏丹、塞尔维亚、印度尼西亚、塞内加尔、尼泊尔、尼日利亚、萨摩亚、塞拉利昂、苏丹、索马里、乌拉圭、苏里南、中国大陆、中国香港地区、中国澳门地区和塔吉克斯坦。

④不包括中国大陆,中国香港地区,中国澳门地区,且索马里数据缺失。

⑤由于数据缺失,不包括卡塔尔、黑山、马尔代夫、索马里。

⑥由于数据缺失,不包括索马里。

⑦与各国签订投资协定数据来自中国投资指南网——走出去(mofcom.gov.cn),并通过国别投资指南搜集。

⑧建交年份数据来源于外交部官网,见中华人民共和国与各国建立外交关系日期简表(mfa.gov.cn)。

参考文献:

[1] 吕越,陆毅,吴嵩博,王勇.“一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J].经济研究,2019(9):187—202.

[2] 戴翔,王如雪.中国“一带一路”倡议的沿线国家经济增长效应:质还是量[J].国际贸易问题,2022(5):21—37.

[3] 宗芳宇,路江涌,武常岐.双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择[J].经济研究,2012(5):71—82.

[4] 杨宏恩,孟庆强,王晶,李浩.双边投资协定对中国对外直接投资的影响:基于投资协定异质性的视角[J].管理世界,2016(4):24—36.

[5] 邓力平,马骏,王智烜.双边税收协定与中国企业“一带一路”投资[J].财贸经济,2019(11):35—49.

[6] 庄序莹,唐煌,林海波.东道国税收环境与中国企业对外直接投资区位选择[J].财政研究,2020(5):103—116.

[7] Janeba, E. Foreign Direct Investment under Oligopoly: Profit Shifting or Profit Capturing? [J]. Journal of Public Economics, 1996, 60(3): 423—445.

[8] Hearson, M. The Challenges for Developing Countries in International Tax Justice[J]. The Journal of Development Studies, 2018, 54(10): 1932—1938.

[9] 张明哲.“一带一路”数字经济对中国对外直接投资区位选择的影响研究[J].当代财经,2022(6):111—122.

[10] 司继春,余陈,刘永辉.东道国投资便利化及其对中国对外直接投资的影响——基于空间杜宾模型的实证检验[J].国际商务研究,2024(2):34—50.

[11] 刘玉,唐礼智,金梦洁.东道国制度环境、市场规模和中国对外直接投资——基于“一带一路”国家的半参数变系数空间面板模型[J].统计研究,2023(3):85—99.

[12] 刘晓光,杨连星.双边政治关系、东道国制度环境与对外直接投资[J].金融研究,2016(12):17—31.

[13] 刘晓丹,苏二豆,衣长军.对外直接投资与企业ESG表现——基于“一带一路”倡议的经验证据[J].中南财经政法大学学报,2024(3):124—135.

[14] 宗慧隽,王明益.中国与“一带一路”沿线国家的贸易潜力和贸易效率——基于夜间灯光数据的实证考察[J].中南财经政法大学学报,2018(6):125—133.

[15] 崔晓静,孙奕.借鉴区域税收协调经验进一步完善“一带一路”税收征管合作机制[J].国际税收,2023(10):17—26.

[16] 李香菊,王雄飞.促进“一带一路”区域经济合作与发展的国际税收协调研究[J].经济经纬,2017(3):135—140.

[17] 王永钦,杜巨澜,王凯.中国对外直接投资区位选择的决定因素:制度、税负和资源禀赋[J].经济研究,2014(12):126—142.

[18] 祁毓,王学超.东道国劳工标准会影响中国对外直接投资吗? [J].财贸经济,2012(4):98—105.

[19] 瞿霞,李然,李文兴.东道国法律制度对中国企业 OFDI 进入东道国的影响研究——基于中国上市公司微观

数据的实证分析[J].宏观经济研究,2022(2):27—41.

[20] 杨连星,刘晓光,张杰.双边政治关系如何影响对外直接投资——基于二元边际和投资成败视角[J].中国工业经济,2016(11):56—72.

[21] 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—36.

[22] 宗芳宇.中国对外直接投资的发展趋势与战略重点[J].国家治理,2016(39):27—34.

[23] Hayakawa, K., Kimura, F., Lee, H. How Does Country Risk Matter for Foreign Direct Investment[J]. The Developing Economies, 2013, 51(1): 60—78.

[24] Egger, P., Larch, M., Pfaffermayr, M. The Impact of Endogenous Tax Treaties on Foreign Direct Investment: Theory Evidence[J]. Canadian Journal of Economics, 2006, 39(3): 901—931.

[25] 欧阳艳艳,蔡宏波,李子健.企业对外直接投资的避税动机、机制和规模:理论与证据[J].世界经济,2022(3):106—133.

[26] 李潇,邓力平,王智烜.税收竞争与中国对“一带一路”沿线国家直接投资[J].税务研究,2019(3):79—85.

[27] 李兵,颜晓晨.中国与“一带一路”沿线国家双边贸易的新比较优势——公共安全的视角[J].经济研究,2018(1):183—197.

[28] 张晨霞,李荣林.自由贸易协定网络与全球价值链分工地位[J].中南财经政法大学学报,2023(1):123—135.

The Impact of the Tax Administration Cooperation Mechanism of "The Belt and Road" on China's OFDI

CHEN Gao ZHANG Yan LIU Feng

(School of Public Finance and Taxation/Global Public Finance Research Center,
Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan Hubei 430073, China)

Abstract: Promoting high-level outward foreign direct investment (OFDI) is a key issue for high-level opening-up, and improving the international tax and business environment is an important approach to promote both the quantity and quality of OFDI. Based on the data from 2015—2021 the Belt and Road partner countries (regions), this paper uses the difference-in-difference method to explore whether the Belt and Road Tax Administration Cooperation Mechanism can improve the tax business environment and promote China's outward foreign direct investment. The results show that the Belt and Road Tax Administration Cooperation Mechanism has effectively promoted China's outward foreign direct investment in the member countries (regions) of the Cooperation Mechanism, and a series of robustness test results support this conclusion. The analysis of the mechanism shows that tax convenience, tax collection and management efficiency, tax cost and business environment are important influencing mechanisms. The results of the heterogeneity test show that the cooperation mechanism especially increases China's OFDI flows to countries (regions) with poor initial tax facilitation, low initial OFDI, and close geographical distance. Therefore, based on the Belt and Road Initiative, the Chinese government should continue to promote the construction of tax collection and management cooperation mechanisms between China and the Belt and Road partner countries (regions), so as to create a better international tax and business environment for Chinese enterprises to "go global".

Key words: Tax Administration Cooperation Mechanism; Outward Foreign Direct Investment; International Tax Business Environment; The Belt and Road

(责任编辑:肖加元)