

“一带一路”倡议对沿线国家债务风险的影响研究

——基于国际直接投资视角

赵永超 蓝庆新

摘要：文章从国际直接投资视角重新审视“一带一路”倡议对沿线国家债务风险的影响，重点探究了我国对外直接投资对沿线国家债务风险的影响机理、特征与机制。在理论分析的基础上，文章利用2014—2021年共42个沿线国家相关数据进行实证分析，验证了理论假说。研究发现：我国在“一带一路”直接投资对沿线国家债务风险总体表现出抑制效应，属于“雪中送炭”，而非“雪上加霜”。债务风险抑制过程表现出“滞后→急释→缓释”的动态非线性特征，且基础设施环境的改善是发挥抑制效应的重要渠道，同样表现出非线性传导特征。实证结果通过了相关稳健性检验，并发现对于不同债务风险水平及所属不同地区的样本国家会产生异质性影响。文章不仅丰富了我国对外直接投资研究，还从根本上驳斥“债务陷阱论”，缓解了沿线国家“债务焦虑”，为我国企业对外投资提供了事实依据与决策参考，助力共建“一带一路”倡议的高质量发展。

关键词：“一带一路”直接投资；债务风险；基础设施环境；抑制效应；动态非线性特征

[中图分类号] F113 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 9-0123-18

一、引言和文献综述

2023年是“一带一路”倡议提出十周年，共建“一带一路”成为深受欢迎的国际公共产品和国际合作平台。作为推进建设的重要载体，我国对沿线国家直接投资规模不断扩大、涉及领域不断拓宽，借助资源要素整合，将先进技术、管理经验、制度设计以产业转移的方式在各沿线国家进行最优配置，即使在面对日趋复杂的国际环境仍取得了一系列丰硕成果。据商务部数据显示，2022年中国对“一带

[收稿日期] 2023-05-05

[基金项目] 教育部人文社会科学青年基金项目“‘一带一路’框架下我国基础设施投资对东道国债务风险的抑制效应研究”

[作者信息] 赵永超：山西财经大学国际贸易学院讲师，经济学博士；蓝庆新（通讯作者）：对外经济贸易大学国际经济贸易学院副院长，教授，经济学博士，电子邮箱 01596@uibe.edu.cn

一路”沿线国家非金融类直接投资 1410.5 亿人民币，同比增长 7.7%，占对外直接投资总额的 17.9%；倡议提出以来累计直接投资额超过 1850 亿美元，主要集中在基础设施建设领域，为东道国累计创造超 22 亿美元税收，极大促进了沿线国家经济社会发展。在取得可喜成绩同时，“一带一路”直接投资也迎来了诸多挑战。部分西方国家就个别沿线国家债务风险升高问题对“一带一路”直接投资提出诸多质疑，例如 Orphanides (2017)^[1] 提出中国对“一带一路”沿线国家基础设施项目融资迫使东道国政府形成高额债务，推高了东道国的债务风险。这类论调已引起部分沿线国家“债务焦虑”，并受到国际社会高度关注。面对质疑，研究“一带一路”框架下我国对外直接投资对东道国债务风险的影响就具有重要的理论和实践价值。

学术界已有越来越多的研究从不同视角针对“债务陷阱论”予以反驳。部分学者从“一带一路”价值观切入，为驳斥“债务陷阱论”提供理论依据 (Irshad et al., 2015)^[2]；更多学者将目光聚焦于“一带一路”倡议本身，将其视作一项“自然实验干预”，重点探讨“一带一路”倡议提出前后沿线国家债务水平的变化 (蓝庆新和赵永超, 2020^[3]；邱煜等, 2021^[4])，所得结论均能够从一定程度上驳斥“债务陷阱论”。但作为被“债务陷阱论”直接攻击的对象，极少有文献聚焦于我国“一带一路”直接投资与沿线国家债务风险之间的关系，就使得现有研究对“债务陷阱论”的反驳无法触及本质问题，这为后续研究留下了可拓展空间。例如 Hurley 等 (2019)^[5] 判定个别沿线国家债务风险陡增大概率是由“一带一路”投资贷款所致，而现阶段与我国“一带一路”直接投资相关的研究多集中在同东道国经济增长的关系、贸易与投资环境的改善、政治与文化环境的优化等方面 (戴翔和王如雪, 2022^[6]；邓轶嘉和余姗, 2021^[7])。金刚和沈坤荣 (2019)^[8] 重点研究了“一带一路”交通投资对当地债务问题的影响；刘杰等 (2021)^[9] 则聚焦煤电投资同债务的关系，但二者的研究对象相对集中，缺乏对“一带一路”直接投资的一般性讨论。郭建峰和杨治廷 (2019)^[10] 利用面板 VAR 模型证实了“一带一路”直接投资能够降低东道国政府债务水平，但未对其影响机制予以分析，且 PVAR 模型因自身难以避免的缺陷使研究结论缺乏一定说服力。除此之外，这一类研究大都认为两者间只存在简单线性关系，对部分沿线国家出现短期债务问题陡增的现象并未予以解释。

综合来看，现有文献的可拓展之处在于：第一，极少有文献从国际直接投资视角探寻“一带一路”倡议对沿线国家债务风险的影响，导致研究不够深入，忽视了“债务陷阱论”的本质，极易出现诸如“投资陷阱论”等衍生论调。第二，现有研究多以静态视角，认为两者只存在简单线性关系，往往抛开跨境基础设施投资的基本特征，缺乏动态论述，且未对部分沿线国家短期债务风险升高现象做出合理解释。第三，当前绝大多数研究对影响机制涉猎极少，导致“黑箱”仍未打开，研究仍存短板。鉴于此，本文从国际直接投资视角出发，聚焦“一带一路”直接投资对沿线国家债务风险的影响，尝试回答如下问题：(1) 我国“一带一路”直接投资对东道国债务风险具有抑制效应还是加剧效应，属于“雪中送炭”还是“雪上加霜”？(2) 我国“一带一路”直接投资对东道国债务风险的影响过程具有

怎样的特征？（3）我国“一带一路”直接投资对东道国债务风险的影响机制是什么？

为回答上述问题，本文重点分析我国“一带一路”直接投资对东道国债务风险的影响机理、特征与机制，提出相关研究假设。通过手工搜集整理42个“一带一路”样本国家2014—2021年相关数据，借助动态面板广义矩估计、面板门槛模型非线性估计、中介效应模型广义矩估计等方法进行回归分析发现：（1）从总体看，我国对“一带一路”沿线国家的直接投资能够降低东道国债务规模，提升偿债能力，抑制债务风险，是“雪中送炭”而非“雪上加霜”。（2）从影响过程看，随着“一带一路”直接投资规模不断扩大，其债务风险抑制效应体现出“滞后→急释→缓释”的动态非线性特征，从而解释了部分沿线地区短期债务风险升高的原因。（3）从影响机制看，东道国基础设施环境的优化是抑制效应的主要机制之一，且同样表现出非线性传导特征。说明基础设施建设能够作为东道国纾解债务压力的主要抓手，彰显了互联互通的重要作用。（4）内生性处理方面，借助工具变量两阶段最小二乘估计，认定基本结论依然成立；稳健性检验方面，通过变量替换、基准模型替换、剔除异常样本等手段认定上述结论依然稳健。（5）进一步地，对于不同风险水平及所属不同地区的样本国家，抑制效应具有异质性。说明缓解沿线债务问题不能一概而论，需要有针对性、目的地提出解决方案。

本文的边际贡献包括：（1）有别于以往研究聚焦于“一带一路”倡议本身，本文从我国“一带一路”直接投资本质属性出发，阐述其对东道国债务风险的抑制机理，证明了抑制效应的存在性，丰富了国际直接投资理论内涵，直击“债务陷阱论”的底层逻辑，为回应国际社会关切提供了更有力的理论与事实依据。（2）有别于现有研究对外部直接投资与东道国债务风险之间线性关系的认知，本文创新性地论证了我国“一带一路”直接投资对沿线国家债务风险的非线性抑制过程，拓展了相关研究边界，有助于改善沿线国家对“一带一路”倡议的认识，缓解当地的“债务焦虑”。（3）有别于相关研究大多关注外部投资对东道国债务风险的直接影响，本文深入探究“一带一路”直接投资对沿线国家债务风险的抑制机制，打开抑制效应的“黑箱”，弥补了相关研究缺陷，有助于高质量推进沿线基础设施建设，加快互联互通的进程。

二、研究假设

理论上，一国债务风险主要取决于两点因素：一是当地债务规模；二是政府偿债能力（叶永刚等，2016^[11]；邱煜和潘攀，2019^[12]）。如若当地债务规模过大，自身偿债能力又无法满足债务清偿需要，便会导致债务风险升高；相反，若一国能够借助外部因素降低自身债务规模，提升偿债能力，便会使得债务风险得到有效抑制。因此，本文主要从沿线国家债务规模与偿债能力两方面，探究我国“一带一路”直接投资对当地债务风险的影响，并具体分析其机理、特征与机制，提出对应研究假设。

(一) 影响机理

1. 我国对“一带一路”直接投资可以有效降低沿线国家债务规模。首先,我国对“一带一路”直接投资不同于集中在原材料与初级产品加工领域的其他国家投资,是依据企业特定优势培育国家特定优势,重点关注基础设施与产能合作领域,着力建设电站、铁路、桥梁、港口等基础设施项目,着重解决沿线国家长期受制于基础设施短缺的发展问题,加快东道国城市化与工业化进程,充分迎合沿线国家引资需求,属于生产性有效投资,符合“投资降债”的一般规律(Karayalcin et al., 2002^[13]; Giammarioli et al., 2007^[14]),从而能够长期降低沿线国家债务规模。其次,我国政府始终高度重视“一带一路”投资过程中沿线地区债务的可持续发展问题,并于2019年4月正式发布《“一带一路”债务可持续性分析框架》,进一步突出“一带一路”直接投资的债务可持续属性。一方面,不同于国际货币基金组织、世界银行等国际组织及部分发达国家商业银行对发展中国家融资的谨慎态度,我国借助“一带一路”倡议,重点针对沿线发展中国家进行官方援助和直接投资,通过积极开拓第三方市场、引入民间资本等方式不断拓宽融资渠道,着力解决长期掣肘沿线国家现代化进程的资金缺口难题,稳定国际投资市场预期,有效遏制不可持续债务的形成。另一方面,我国政府始终致力于构建长期、稳定、可持续、风险可控的投融资体系(邱煜等,2021),并同26国财政部门共同核准《“一带一路”融资指导原则》,持续发挥“一带一路”融资促进与风险分担作用,减少债务总需求。积极引导各类企业优化自身投资模式^①,提升企业投融资风险防范能力,进一步加强共建项目“去债务化”功效(刘杰等,2021),防止债务规模进一步扩大,促进债务可持续发展。

2. 我国对“一带一路”直接投资能够提升沿线国家偿债能力。大量研究表明,一国偿债能力的高低取决于该国经济发展状况及政府债务管理水平。一方面,有效投资属性赋能“一带一路”直接投资,能够对东道国释放经济发展效应。我国在“一带一路”直接投资借助一系列生产要素的跨国转移,对东道国经济发展发挥促进效应。(1)根据内生增长理论,我国对“一带一路”直接投资始终致力于沿线互联互通和经济走廊建设,优先改善东道国基建与营商环境,促进要素高效流通,能够进一步提高当地资源配置效率,极大推动贸易与投资便利化进程,强化同我国的优势互补,共同拓展第三方国家经贸与投资往来,助力当地培育新的经济增长点,充分激发经济活力,着力发挥投资带动效应促进当地经济发展。(2)根据投资溢出理论,我国对“一带一路”直接投资为东道国带来资金、技术、人才、管理经验等关键要素,借助溢出效应进一步提升当地科技创新水平、生产管理水平与人才储备能力,提高生产效率,扩大生产规模,优化当地产业结构,使之更顺畅地融入全球供应链、价值链,高效持久地带动当地经济发展。另一方面,我国对

^①例如中国企业海外煤电投资项目大多选择从工程总包(Engineering Procurement Construction; EPC)模式转向股权投资模式,能够有效遏制当地债务新增。

“一带一路”直接投资的债务可持续属性能够助力沿线国家政府提升自身债务管理水平。在《“一带一路”债务可持续性分析框架》指引下，我国政府积极帮助解决在“一带一路”直接投资过程中东道国可能遇到的各类债务问题，鼓励国际货币基金组织、世界银行等国际机构为沿线国家提供技术援助，支持其强化财政政策框架，强化其债务管理能力，并积极同各沿线国家政府对接，分享自身债务管理模式与经验，不断引导对外投资企业树立正确利益观，提升投资质量，最大限度发挥溢出效应，帮助东道国政府增强抵御外部冲击能力，拓展融资选择空间，促进债务管理水平提升。

基于此，本文提出待验证假说1：我国在“一带一路”直接投资方面对沿线国家债务风险具有抑制效应，属于“雪中送炭”而非“雪上加霜”。

（二）影响特征

要从根本上驳斥“债务陷阱论”，消除“债务焦虑”，需在厘清影响机理的基础上，深入探究我国在“一带一路”直接投资对东道国债务风险的动态影响过程，总结其影响特征。如前文所述，影响一国债务风险的主要因素是当地债务规模及政府偿债能力。鉴于此，研究我国在“一带一路”直接投资对东道国债务风险的影响过程实质上就是分别考察其对东道国债务规模与偿债能力在不同时期的影响效应，通过综合分析二者的净效应得出我国在“一带一路”直接投资对当地债务风险的影响特征。

1. 短期视角下，我国对“一带一路”直接投资对东道国债务风险的抑制作用呈现出“滞后效应”，并未表现出显著的抑制效应，甚至出现短期债务风险上升的现象。原因在于：一方面，我国对“一带一路”直接投资重点聚焦于基础设施与产能合作领域，能够有效弥补资金缺口，充分迎合当地经济社会发展需求。因此，东道国往往会借助各类融资手段确保项目顺利推进，为弥补财政赤字，极易造成短期内债务规模上升^①（Giammarioli et al., 2017；毛捷和黄春元，2018^[15]）。此外，我国对“一带一路”直接投资不同于其他类型投资，具有规模大、周期长、资金多、风险高等特点，跨境投资主体需要时间适应当地投资环境、法律环境、人文环境以弥合信息鸿沟，造成有效投资属性与债务可持续属性无法及时发挥降低债务规模作用，存在一定滞后性。另一方面，项目建设初期，由于投资规模有限，资金仍未完全到位，要素配置仍需进一步调整，加之投资带动效应与外溢效应的滞后性特征（李梅和柳士昌，2012）^[16]使东道国偿债能力在短期内无法得到显著提升。因此，短期净效应综合表现为债务风险未受到抑制，从而解释了部分沿线东道国短期债务风险上升的原因。

2. 中期视角下，伴随我国对“一带一路”投资规模达到一定程度，有效投资属性与债务可持续属性发挥作用，对东道国债务风险抑制作用呈现出“急释效

^①已有研究表明，为实现某一长期目标而适当举债常常作为一国调控经济运行、弥补财政赤字的重要手段，当为生产性投资活动进行债务融资时，在预测未来能够实现长期持续高增长率的前提下，短期债务危机可以得到缓解，而我国对“一带一路”直接投资作为生产性有效投资，恰好符合缓解短期债务危机的条件。

应”，所表现出的抑制效果最为明显。(1) 随着一批批投资项目落地，极大优化了当地基础设施环境，充分迎合了当地发展需求，生产性有效投资达成长期持续收益目标，在快速吸收短期债务同时，有效缓解当地债务压力，持续发挥“投资降债”功能。与此同时，市场预期回暖，融资渠道拓展初见成效，资金缺口难题得到极大改善。投资主体积累的宝贵经验，不论是投资模式、融资方式或风险控制均得到极大程度优化，使投资效率进一步提高，债务可持续属性进一步增强，最大限度降低了当地债务规模。(2) 随着东道国资本积累，要素边际报酬持续递增，我国对“一带一路”直接投资的带动效应与溢出效应得到充分发挥，要素配置效率、流通效率、生产效率均得到显著提升，极大促进了当地经济发展。东道国政府与投资主体对接日益顺畅，债务管理水平得到加强，最大限度提升了当地债务偿还能力。因此，中期净效应综合表现为加速抑制。

3. 长期视角下，我国在“一带一路”直接投资对东道国抑制作用表现出“缓释效应”，抑制效果虽存在但不再凸显。主要原因在于：(1) 经过中期“急释效应”，市场预期逐步向好，债务规模回归可控区间，不可持续债务得到有效遏制，此时继续加大我国对“一带一路”直接投资规模，其边际降债作用将由于东道国总体债务水平处于低位而呈现递减趋势，因而降债效应不再凸显。(2) 建成项目虽为当地经济社会持续创造可观收益，但随着我国对“一带一路”投资规模持续增长，重复建设与资源浪费的可能性陡增，在资本边际报酬进入递减阶段，边际带动效应与溢出效应均呈下降趋势，投资对当地经济发展的促进效应逐渐减弱（蒋冠宏和蒋殿春，2014）^[17]，偿债能力提升效应递减。因此，长期净效应综合表现为缓慢抑制。

综上，提出待验证假说2：我国在“一带一路”直接投资对沿线国家债务风险的抑制效应表现出“滞后→急释→缓释”的动态非线性特征。

（三）影响机制

我国对“一带一路”直接投资作为互联互通建设的具体表现，直击沿线国家基础设施建设领域，取得了“实打实、沉甸甸”的成就，沿线基础设施环境得到明显优化，互联互通水平得到明显提升。作为直接投资“看得见、摸得着”的成果，本文认为东道国基础设施环境优化是我国对“一带一路”直接投资发挥债务风险抑制作用的主要机制，原因如下：

1. 基础设施环境优化可以通过引致投资和预防经济“脱实向虚”两种方式遏制东道国债务规模上升，抑制债务风险。(1) 根据 Cheng 和 Kwan (2000)^[18] 的观点，基础设施的完善具有正向溢出效应，在满足东道国基础设施建设需求同时有助于吸纳更多外部投资，凸显有效投资属性，进一步弥补各领域资金缺口，帮助缓解债务压力，降低债务规模；(2) 加强基础设施建设能够为当地实体经济运行创造良好环境，有助于引导沿线国家将资金和技术集中于实体经济领域，避免在“追赶路径”上由于输入型资本膨胀引起的金融泡沫和经济“脱实向虚”，增强债务的可持续属性，防止不可持续债务的新增。

2. 基础设施环境优化可以通过增加人均资本积累和创造就业岗位两条途径促进东道国经济发展,增强其偿债能力,抑制其债务风险。世界银行早在1994年的世界发展报告中就指出,基础设施是一国经济活动正常运转的基本保障,大量研究同样证实基础设施环境优化对一国经济发展具有显著促进作用(Lucas, 1988^[19]; Storeygard, 2016^[20]; Donaldson, 2018^[21])。(1) 基础设施优化可直接将外部输入资本固化,形成长期收益,使人均资本存量显著上升,降低交易成本和要素成本,提升资源配置效率,极大提高当地全要素生产率,助力优化当地产业结构,有效应对经济下行压力,推动当地经济增长。(2) 基础设施建设过程中能够为当地提供大量就业岗位^①,项目建成后形成的通达网络又可以进一步延伸产业链、供应链,通过产业关联效应创造更多就业机会,缓解社会压力,扩大消费规模,提高财政收入,有助于沿线国家发挥后发优势,助力民生改善与经济发展(Carranza et al., 2011)^[22]。

如前文所述,我国对“一带一路”直接投资的债务风险抑制作用具有动态非线性影响特征。而基础设施环境优化作为“一带一路”直接投资发挥抑制效应的主要途径,是否也是引起非线性特征的主要途径?本文在现有研究基础上,认为通过基础设施环境优化产生的抑制效应同样具有非线性特征,原因在于:在基础设施建设初期,正向溢出效应与资本积累效应仍不显著,引致投资尚未到位,预防经济“脱实向虚”功效还不明显,抑制作用出现滞后性;随着基建环境不断完善,正向溢出效应与资本积累效应不断显现,引导资源流向实体经济的功能不断增强,引致投资与就业岗位创造带来的发展效应不断加深,债务风险抑制作用加速释放;随着基建环境满足东道国现阶段发展需求,继续增加基础设施建设极易导致过度投资和重复建设的隐患增加,此时基础设施体现出的发展效应逐渐放缓(Karayalcin et al., 2002),产生的边际债务风险抑制作用因此递减,抑制效应进入缓慢释放阶段,总体表现出“滞后→急释→缓释”过程。

综上所述,本文提出待验证假说3和假说4。

假说3:东道国基础设施环境的不断优化是我国对“一带一路”直接投资发挥债务风险抑制效应的主要机制。

假说4:基础设施环境优化作为主要影响途径,同样具有“滞后→急释→缓释”的动态非线性传导特征。

三、研究设计

(一) 模型设定

考虑当期债务风险很可能会受上期债务问题影响,本文借鉴Mody等(2005)^[23]的做法,将被解释变量滞后一期作为解释变量纳入模型中,构建动态面板模型作为验证我国在“一带一路”直接投资对东道国债务风险抑制效应的基准计量模型:

^①根据我国商务部数据显示,截至2021年12月,中国通过对“一带一路”基础设施投资,已为当地创造34.6万个就业岗位。

$$debt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 debt_{i,t-1} + \alpha_2 FDICHN_{it} + \alpha_3 X_{it} + \varphi_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示第*i*个“一带一路”沿线样本国家,下标*t*表示年份;被解释变量 $debt_{it}$ 表示*i*国政府*t*时期债务风险;核心解释变量 $FDICHN_{it}$ 代表*t*时期我国对*i*国的直接投资; X_{it} 表示控制变量集合; φ_i 表示个体固定效应; η_t 表示时间固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。考虑到非线性特征,本文基于Hansen(2000)^[24]的研究,以核心解释变量自身作为门槛变量构建如下面板门槛模型:

$$debt_{it} = \beta_0 + \beta_1 FDICHN_{it} \times I(FDICHN_{it} \leq \delta) + \beta_2 FDICHN_{it} \times I(FDICHN_{it} > \delta) + \beta_3 X_{it} + \varphi_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $I(\cdot)$ 为取值0或1的门槛指示函数,若满足括号内情形则函数取1,否则取0。门槛变量为核心解释变量 $FDICHN_{it}$, δ 为特定门槛值,其余变量含义与基准模型相同,不再赘述。针对影响机制检验,本文参照牛志伟等(2023)^[25]的做法,在基准模型基础上构建中介效应模型:

$$infras_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 infras_{i,t-1} + \gamma_2 FDICHN_{it} + \gamma_3 X_{it} + \varphi_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$debt_{it} = \theta_0 + \theta_1 debt_{i,t-1} + \theta_2 FDICHN_{it} + \theta_3 infras_{it} + \theta_4 X_{it} + \varphi_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,中介变量 $infras_{it}$ 代表*i*国*t*时期的基础设施环境。此外,为考察中介变量的非线性传导机制,本文以东道国基建环境($infras_{it}$)为门槛变量设定如下面板门槛模型:

$$debt_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 FDICHN_{it} \times I(infras_{it} \leq \delta) + \lambda_2 FDICHN_{it} \times I(infras_{it} > \delta) + \lambda_3 X_{it} + \varphi_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(二) 变量设置与数据来源

对于被解释变量东道国债务风险($debt_{it}$)应涵盖两个方面:一是偿债能力;二是债务规模。针对偿债能力,本文参照王兆瑞等(2021)^[26]的做法,选用政府债务率($debt_{it}$)描述样本国家*i*在*t*时期的偿债能力,由*i*国中央政府债务余额与其可支配收入^①的比值计算得出。显然, $debt_{it}$ 值越大代表中央政府债务占可支配收入的比重越多,偿债能力越差。数据来自汤森路透集团(Thomson Reuters Group)及国家发展改革委手工匹配得到。针对债务规模,本文采用政府负债率($debt_{it}$)来描述,由*i*国政府债务总额占国内生产总值(GDP)的比重计算得到。 $debt_{it}$ 值越大意味着债务规模越大,数据来自国际货币基金组织(IMF)数据库及汤森路透集团。

对于核心解释变量我国在“一带一路”沿线各国的直接投资($FDICHN_{it}$),本文用我国对*i*国的OFDI存量对数值代入计算。数据来源于《中国对外直接投资统计公报》、国家发展和改革委员会、CEIC数据库手工匹配整理后获得。

对于控制变量,本文参考Agosin等(2005)^[27]的研究,对6类变量进行控制,分别为:除中国外其他国家或国际组织对东道国的直接投资存量对数值($FDIOTH_{it}$),用各东道国吸收的FDI存量总额减去来自我国的FDI存量总额计算得到,东道国吸收FDI总额来源于世界银行WDI数据库;东道国人均国内生产总

①这里的可支配收入指的是包含转移支付的政府净收入减去政府支出的余额。

值 (gdp_{it})；东道国通货膨胀率 (inf_{it})，数据同样来自世界银行 WDI 数据库；东道国政府平均支出水平 (exp_{it})，用政府支出总额占 GDP 比重来衡量，数据来自 IMF 数据库；东道国税收水平 (tax_{it})，用当地税收总额占 GDP 比重来衡量，数据来自世界银行 WDI 数据库；东道国城镇化水平 ($urban_{it}$)，用城镇人口占总人口比重来描述，数据同样来自世界银行 WDI 数据库。

对于中介变量，本文参考蓝庆新和赵永超（2020）的研究，借鉴世界银行年度营商环境报告中对基础设施环境的评价体系，选取铁路货运量、航空货运量、港口条件便利程度、每百人拥有固定电话数、互联网普及率及电网覆盖率等六项指标加权平均计算出基础设施环境指数 ($infras_{it}$) 来衡量东道国基础设施环境。

（三）样本说明与描述性统计

时间截取方面，受数据可得性限制，本文选取 2014—2021 年相关数据构造平衡面板^①；样本选择方面，本文基于数据可得性、地理区位、经济发展水平等因素，从商务部公布的首批“一带一路”沿线 65 国中选取了来自六大地区共 42 个“一带一路”国家作为样本国家^②，各变量描述性统计未在正文中列出，读者可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。在后文的实际计算过程中，对其中部分原始数据进行了对数化处理。

四、实证结果与分析

（一）我国在“一带一路”直接投资对东道国债务风险的总体效应分析

对于动态模型，大量研究表明 GMM 估计（广义矩估计）在缓解内生性等问题上比 OLS 估计（最小二乘估计）更具优势。但由于系统 GMM 要求所有解释变量与个体异质性 φ_i 不相关，而本文所研究问题很难满足这一条件，因此选择采用包含工具变量的最优两步差分 GMM 法进行估计。

对于差分 GMM 估计不允许随机扰动项 ε_{it} 存在序列相关的要求，本文选择使用 Arellano-Bond 估计量 (Arellano and Bond, 1991)^[28] 进行检验。进一步地，借鉴 Greene 等 (1991)^[29] 的做法，将核心解释变量滞后一阶 ($FDICHN_{i,t-1}$) 与滞后二阶 ($FDICHN_{i,t-2}$) 作为工具变量进行估计，结果如表 1 所示。第 (1)、(2) 列表示被解释变量为政府债务率 ($debt_{it}$) 的回归结果；第 (3)、(4) 列表示被解释变量为政府负债率 ($debtg_{it}$) 的回归结果。可以发现，对于不同被解释变量，不论是否加入控制变量，核心解释变量 $FDICHN_{it}$ 回归系数符号均显著为负。这表明我国

①由于“一带一路”倡议于 2013 年年底提出，本文特意选取 2014 年作为起始年份以重点考察倡议提出后各样本国家的相关情况，部分缺失数据采用插值法补充。

②这些国家来自六大地区共 42 国，其中东南亚地区 9 国，分别为新加坡、印度尼西亚、马来西亚、泰国、越南、菲律宾、缅甸、柬埔寨、老挝；西亚及北非地区 8 国，分别为科威特、土耳其、卡塔尔、阿曼、巴林、以色列、也门、埃及；中亚及东亚地区 3 国，分别为哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、蒙古国；中东欧地区 14 国，分别为波兰、阿尔巴尼亚、立陶宛、斯洛文尼亚、保加利亚、捷克共和国、匈牙利、马其顿、塞尔维亚、罗马尼亚、斯洛伐克、克罗地亚、拉脱维亚、波黑；南亚地区 4 国，分别为巴基斯坦、印度、斯里兰卡、尼泊尔；前苏联地区 4 国，分别为俄罗斯、乌克兰、白俄罗斯、格鲁吉亚。

对“一带一路”直接投资可以有效抑制东道国债务风险，表现出“雪中送炭”，而非“雪上加霜”，使假说1得到统计意义上的支持。

表1 基准回归结果

变量	<i>debt_r</i>	<i>debt_r</i>	<i>debt_g</i>	<i>debt_g</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量滞后一阶	0.082 *** (4.954)	0.042 *** (4.230)	-0.106 *** (-3.618)	-0.424 *** (-3.059)
<i>FDICHN</i>	-3.545 *** (-3.504)	-3.361 ** (-1.991)	-1.066 * (-1.774)	-2.374 * (-1.872)
控制变量	NO	YES	NO	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	252	252	252	252
AR (1)	[0.001]	[0.001]	[0.016]	[0.029]
AR (2)	[0.509]	[0.388]	[0.261]	[0.459]
Hansen J	[0.301]	[0.255]	[0.341]	[0.325]

注：***、**、*表示在1%、5%以及10%的水平下显著，()中报告对应t值，[]中报告对应p值，下表同。Hansen J检验结果标明：不拒绝未过度识别的原假设，此外，作为差分GMM估计，最后两行报告了对一阶和二阶随机扰动项序列相关检验的Arellano-Bond统计量的P值，结果表明：拒绝一阶序列不相关原假设；不拒绝二阶序列不相关的原假设，该样本符合进行两步差分GMM的前提条件。

(二) 我国在“一带一路”直接投资对东道国债务风险抑制效应的非线性分析

本文基于Hansen (1999)^[30]以及谢呈阳和王明辉 (2020)^[31]的研究，经过“自助法”(Bootstrap)反复抽样300次得到的p值发现，对于两类被解释变量，门槛变量*FDICHN_{it}*均显著通过双门槛检验，未通过三门槛检验，回归结果如表2所示。

第(1)列表示以政府债务率(*debt_{r, it}*)作为被解释变量时的门槛模型回归结果，发现当变量*FDICHN_{it}*低于第一门槛值1.096时，回归系数显著为4.779；当变量*FDICHN_{it}*在两门槛值之间时，系数由正转负，变为-7.022；当*FDICHN_{it}*超过第二门槛值2.185后，系数相较于前者虽符号相同，但绝对值明显下降，体现出“正值→负值(绝对值较大)→负值(绝对值较小)”的变化过程。第(2)列以政府负债率(*debt_{g, it}*)为被解释变量的回归结果呈现类似规律。表明随着我国在“一带一路”直接投资不断推进，对当地债务风险的影响经历“加剧→较强抑制→较弱抑制”的过程，进一步说明投资初期抑制效应的确存在“滞后”阶段，东道国平均债务风险上升；中期抑制效应进入“急释”阶段，抑制效果凸显；长期抑制效应则进入“缓释”阶段，抑制效果有所下降，综合表现出“滞后→急释→缓释”的非线性动态特征，从而印证假说2成立。此结果蕴含着重要的现实意义：一方面告诫我们对于沿线国家债务风险问题不能“管中窥豹”，而要以动态视角捕捉抑制作用的长期性与过程性，坚定投资信心，优化投资模式；另一方面再次揭示“债务陷阱论”选择性忽视抑制效应的中长期作用，本质上并非规范严谨的科学结论。

表2 投资规模差异下我国对“一带一路”直接投资影响效应的门槛模型回归结果

变量及门槛值		<i>debt</i>	<i>debtg</i>
		(1)	(2)
门槛变量	δ_1	1.096 [0.073]	0.090 [0.037]
	δ_2	2.185 [0.010]	1.601 [0.007]
$FDICHN \times I(Th \leq \delta_1)$		4.779** (2.298)	1.800*** (3.996)
$FDICHN \times I(\delta_1 < Th < \delta_2)$		-7.022** (-2.332)	-2.755*** (-4.001)
$FDICHN \times I(Th \geq \delta_2)$		-0.842*** (-3.273)	-0.444*** (-3.838)
控制变量		YES	YES
个体固定效应		YES	YES
时间固定效应		YES	YES
R ²		0.071	0.138
观测值		336	336

(三) 我国在“一带一路”直接投资对东道国债务风险抑制效应的机制分析

1. 中介模型回归结果

中介效应模型回归结果如表3所示。第(1)、(4)列为基准回归结果；第(2)、(5)列为模型(3)回归结果；第(3)、(6)列为模型(4)回归结果。从

表3 中介效应模型回归结果

变量	<i>debt</i>	<i>infr</i>	<i>debt</i>	<i>debtg</i>	<i>infr</i>	<i>debtg</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$debt_{t-1}$	0.042*** (4.230)		0.074*** (5.829)			
$debtg_{t-1}$				-0.424*** (-3.059)		0.982*** (6.616)
$infr_{t-1}$		0.458*** (5.292)			0.458*** (5.292)	
<i>FDICHN</i>	-3.361** (-1.991)	0.030* (1.842)	-3.274** (-2.697)	-2.374* (-1.872)	0.030* (1.842)	-2.371* (-1.931)
<i>infr</i>			-2.893** (-2.609)			-0.095** (-2.317)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	252	252	252	252	252	252
AR(1)	[0.001]	[0.029]	[0.020]	[0.029]	[0.029]	[0.038]
AR(2)	[0.388]	[0.437]	[0.322]	[0.459]	[0.437]	[0.298]
Hansen J	[0.255]	[0.418]	[0.419]	[0.325]	[0.418]	[0.843]

注：第(1)、第(4)列为基准回归结果。Arellano-Bond 统计量估计结果表明：拒绝一阶序列不相关原假设，不拒绝二阶序列不相关的原假设。Hansen J 检验结果表明：不拒绝未过度识别的原假设，样本符合进行两步差分 GMM 的前提条件。

第(2)、(5)列结果可以发现,核心变量 $FDICHN_{it}$ 估计系数显著为正,表明我国对“一带一路”直接投资会显著优化当地基础设施环境。从第(3)、(6)列结果可以看出,将我国对“一带一路”直接投资变量 ($FDICHN_{it}$) 与基础设施环境变量 ($infras_{it}$) 共同纳入回归方程后,两者估计系数均显著为负,且 $FDICHN_{it}$ 系数估计值小于基准回归结果,说明基础设施环境变量 ($infras_{it}$) 存在显著的中介作用,即基础设施环境从统计意义上可以被认为是我国对“一带一路”直接投资对当地债务风险实现“雪中送炭”的主要机制,印证假说3成立。

2. 基础设施环境对债务风险的非线性传导机制

以往研究虽从不同角度论证“一带一路”倡议对东道国债务水平的影响,但少有文献对影响机制的动态规律做深入分析,对动态规律的来源研究更是罕见。如前文所述,本文认为我国在“一带一路”直接投资对东道国债务风险发挥抑制效应遵循“滞后→急释→缓释”的规律,且当地基础设施环境的改善是重要的影响机制之一。现有文献已证明:通过基础设施建设对当地经济增长的作用同样具有非线性动态效应(廖茂林等,2018)^[32]。那么作为重要影响机制,基础设施的非线性传导特征是否是引起我国对“一带一路”直接投资实现非线性抑制作用的主要原因?现有研究还未能给予深入解答。为弥补这一缺陷,本文再次利用面板门槛模型,试图探究基础设施是否具有非线性传导机制。根据模型(5),本文将被门槛变量换作基础设施环境代理变量 ($infras_{it}$),同样经过“自助法”(Bootstrap)反复抽样300次得到的p值发现,被解释变量不论是政府债务率 ($debt_{it}$) 还是政府负债率 ($debtg_{it}$),门槛变量 $infras_{it}$ 均只显著通过单门槛检验,未通过双门槛及三门槛检验,估计结果如表4所示。

表4 基础设施环境差异下我国对“一带一路”直接投资影响效应门槛模型回归结果

变量及门槛值		$debt_r$	$debtg$
		(1)	(2)
门槛变量	δ_1	0.096 [0.012]	0.413 [0.003]
$FDICHN \times I(Th \leq \delta_1)$		0.518* (1.762)	0.056** (1.996)
$FDICHN \times I(\delta_1 < Th < \delta_2)$		-0.991*** (-3.711)	-0.138*** (-4.225)
控制变量		YES	YES
个体固定效应		YES	YES
时间固定效应		YES	YES
R^2		0.003	0.045
观测值		336	336

可以看出,被解释变量不论是 $debt_{it}$ 还是 $debtg_{it}$,第(1)列与第(2)列的回归结果均呈现出如下特征:当变量 $infras_{it}$ 小于阈值时,核心解释变量 $FDICHN_{it}$ 估计系数显著为正;当变量 $infras_{it}$ 超过阈值后, $FDICHN_{it}$ 估计系数显著为负。表明在基础设施环境较差时,我国在“一带一路”直接投资对当地债务风险体现出加剧效应;随着基础设施环境不断优化,这一影响由加剧效应转变为抑制效应,且从最终效果看,负值绝对值大于正值绝对值,说明抑制效果大于加剧效果,总体表现出对债务风险的负效应。相比于一般投资活动,我国对“一带一路”直接投资规模大、成本高、耗时长、风险大。为使项目顺利完成,在建设期间进行规模适中、期限合理的举债行为反而有助于工程顺利进行(毛捷和黄春元,2018),这使得短期出现债务风险升高现象,传导机制出现“滞后”。伴随东道国基础设施环境完善到一定程度,基建红利逐步释放,大型基建项目带来的持续性收入在吸收前期债务后,开始实现对债务风险的“净抑制”,传导机制进入“急释”阶段。但有趣的是,从回归结果看,基建优化传导机制并未出现“缓释”阶段,原因可能在于:当前多数沿线国家基建水平较低,很多我国投资承建的诸如电力、公路、铁路等项目发挥着填补当地空白的角色,极少出现过度投资和重复建设问题,基建红利效应持续扩大,债务风险的边际抑制效应递增,因此基建环境传导机制仍处在“急释”阶段,未形成“缓释效应”。

五、内生性处理

GMM估计虽然能够在一定程度上缓解内生性,但本文所关注的主题仍可能存在至少两方面问题:(1)我国对“一带一路”直接投资会抑制当地债务风险,同时当地债务风险可能会影响当地招商引资力度与规模,因此可能存在被解释变量与核心解释变量反向因果;(2)影响当地债务风险因素众多,前文通过模型设定虽在一定程度上控制了部分影响因素,但仍可能遗漏变量。本文试图采用工具变量法,利用2SLS估计(两阶段最小二乘估计)缓解可能存在的内生性问题。

本文找到了两个较为合适的工具变量:(1)2014—2021年度各样本国家*i*政府高层同我国政府高层领导人互访次数(aff_{it})。数据来源于我国外交部官方网站,通过手动匹配各年度同各样本国家政治高层互访次数得到。就工具变量相关性而言,两国间高层领导人互访次数越多,表示政治互信程度越深,各领域合作空间越宽广,资金往来越频繁,越有利于扩大我国对当地“一带一路”直接投资规模,因而满足相关性条件;就工具变量外生性而言,两国高层互访行为多基于两国政治关系或经贸关系,主要受两国政府、企业、民众共同利益影响,同影响当地债务风险的其他潜在因素无关,满足外生性前提。(2)选取中国与东道国*i*签订双边投资合作协议(BIT)的生效时长($protocol_{it}$),数据来源于联合国贸发会议BIT数据库^①。从相关性看,我国与对外投资东道国签署投资合作协议生效时长越长,双方

^①时长截取从两国首份双边协议生效年份起至样本截止年份即2021年止,部分重新签订协议及补充协议生效起始年份仍按首份协议起始年份计算。

彼此投资互信度就越高，通过协调相关利益诉求，便可使我国对该国的投资规模进一步扩大，因而同核心解释变量我国对“一带一路”投资正相关；从外生性看，两国投资合作协议生效时长作为客观变量，显然同影响东道国债务水平的其他可能因素不相关，满足外生性前提。

工具变量法 2SLS 回归结果如表 5 所示，第（1）列表示 2SLS 第一阶段回归结果，发现工具变量 aff_{it} 和 $protocol_{it}$ 估计系数显著为正，表明两类工具变量对“一带一路”直接投资有明显促进效应。借助 Kleibergen-Paap 的 LM 统计量和 F 统计量可以判断工具变量不存在不可识别、弱识别问题；借助 Hansen J 检验结果可以判断工具变量不存在过度识别问题。第（2）、（3）列报告了被解释变量分别为 $debtr_{it}$ 和 $debtg_{it}$ 时 2SLS 第二阶段回归结果，在考虑可能存在的内生性问题后，发现核心变量 $FDICHN_{it}$ 估计系数依然显著为负，即我国在“一带一路”直接投资依然对当地债务风险表现出抑制效应，同前文结论一致。

表 5 工具变量法回归结果

变量	第一阶段	第二阶段	
	$FDICHN$	$debtr$	$debtg$
	(1)	(2)	(3)
$FDICHN$		-3.953* (-1.899)	-2.397* (-2.000)
aff	0.002** (2.561)		
$protocol$	0.166*** (5.050)		
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	12.464 [0.002]		
Kleibergen-Paap rk F 统计量	31.957 {19.930}		
Hansen J		[0.363]	[0.399]
控制变量	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
R ²	0.077	0.083	0.125
观测值	336	336	336

注：{} 报告 Stock-Yogo 弱识别检验在 10% 水平上的临界值。

六、稳健性检验与异质性分析^①

由于前文回归结果可能存在一定程度偏误，本文从替换变量、更换基准回归模

^①受篇幅所限，本部分回归结果未在正文列出，读者可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

型、子样本估计进行稳健性检验。此外,为进一步判断样本异质性对基准回归的影响,本文一方面利用面板分位数模型考察我国对“一带一路”直接投资在不同分位点对债务风险的影响;另一方面根据样本国家所属地区,考察区域异质性影响。

(一) 稳健性检验

1. 替换变量检验

除前文提到的政府债务率($debt_{it}$)及政府负债率($debtg_{it}$)外,本文用财政可持续性($finsus_{it}$)作为沿线国家债务风险替代变量进行检验。财政可持续性是国家偿债能力的重要体现,财政可持续性越强,国家偿债能力越强,所面临的债务风险越低。借鉴龚锋和余锦亮(2015)^[33]的做法,用长期财政净收入率减去当年负债率来衡量沿线国家财政可持续性,数据来自汤森路透集团数据库,再次利用动态面板差分GMM估计进行回归,结果显示:我国对“一带一路”直接投资有助于提升东道国政府财政可持续性,降低债务风险。中介模型回归发现,基础设施环境($infrac_{it}$)依然具有显著的中介作用。

2. 更换基准回归模型

为检验模型设定是否存在偏差,本文采用静态双固定效应模型对主要结论进行检验,回归结果显示:在更换基准模型后,我国在“一带一路”直接投资对当地债务风险的抑制效应及基础设施环境的中介效应等主要结论依然稳健。

3. 子样本估计

考虑到印度、俄罗斯两国GDP总量及新加坡人均GDP水平较其他样本国家具有一定领先地位,可能导致前文主要结论失真。因此,本文从全样本中剔除上述三国,运用其余39个样本沿线国家组成子样本重新构建子样本模型估计,结果显示:在剔除部分样本国家后,子样本回归结果均未改变主要结论。

(二) 异质性分析

1. 分位数回归

考虑到全样本涉及国家众多,各国债务水平千差万别,且均值回归的参数估计容易受极端值影响,本文借助面板分位数模型探究我国对“一带一路”直接投资在5个不同分位点对东道国债务风险的影响。估计结果显示,对于低风险样本国家,我国对“一带一路”直接投资的抑制效应并不明显;而对于高风险样本国家,抑制效应逐渐显著。可能原因在于:债务风险较大的东道国,对有效投资往往具有更大需求,风险抑制效应具有更广阔的释放空间,边际抑制效应相较于低风险国家更加明显。

2. 地区异质性分析

考虑到“一带一路”涉及地区、国家众多,本文将42个样本国家按地理区位划分为东南亚地区、西亚及北非地区、前独联体地区、东亚及中亚地区、中东欧地区、南亚地区六组分样本,依旧采用两步差分GMM进行估计,结果显示:来自东南亚地区、东亚及中亚地区、南亚地区的样本国家 $FDICHN_{it}$ 估计系数显著为负;西亚及北非地区估计系数虽符号为负但并不显著;前独联体地区、中东欧地区估计系数符号为正,但同样未通过显著性检验。一方面,东南亚地区作为我国重要的经

贸合作伙伴,非金融类投资增长迅猛,投资规模的不断扩张使得抑制效应更为明显;东亚及中亚地区经济走廊作为“一带一路”倡议重要的“能源通道”,同我国能源领域合作来往越发密切,基础设施环境改善明显,满足发挥债务抑制效应的基本条件;南亚地区部分国家债务风险居高不下,根据前文所述,对于高风险国家抑制效应更为显著。另一方面,西亚及北非地区、前独联体地区因地缘政治与局部武装冲突等问题,严重干扰了当地基础设施建设,没有体现出明显的风险抑制效应;我国对中东欧地区沿线国家直接投资规模相对较小,据此判断,抑制效应可能仍处于“滞后”阶段,抑制效果并未展现。

七、结论与启示

本文在提出相关研究假设基础上搜集2014—2021年42个沿线国家相关数据,借助动态面板模型、面板门槛模型与中介效应模型,实证分析了中国在“一带一路”直接投资对沿线国家债务风险的影响机理、特征与机制,试图从动态视角科学解释我国在“一带一路”直接投资对东道国债务风险的作用规律。所得结论如下:(1)我国在“一带一路”直接投资对沿线国家债务风险具有抑制效应而非加剧效应,是“雪中送炭”而非“雪上加霜”,从根本上驳斥了西方所谓的“债务陷阱论”。(2)我国在“一带一路”直接投资对东道国发挥债务风险抑制效应并非简单的线性过程,而是动态非线性过程,表现为“滞后→急释→缓释”的轨迹特征,从而解释了部分沿线国家短期内债务风险升高的原因。(3)影响机制分析表明,我国在“一带一路”直接投资主要通过完善东道国基础设施环境来释放对当地债务风险的抑制效应,且基础设施环境的优化具有非线性传导机制。(4)通过异质性分析发现,对于债务风险越高的样本国家,我国在“一带一路”直接投资带来的抑制作用越明显,且对所属不同地区的样本国家,体现出的抑制效果也会不同。

本文蕴含的政策启示主要包括以下四个方面:(1)要继续加大对沿线国家直接投资力度,提高投资质量,拓展投资空间,将“一带一路”倡议落深落实,长效推进,不断改善“一带一路”沿线国家基础设施环境,保证其持续释放外溢效应,助力沿线国家形成自我偿债能力,减轻债务负担。(2)针对不同东道国应制定差异化投资策略,对投资国别及产业进行差异化引导。一方面要对债务负担较重的国家加大基础设施建设力度,构建更为便利的投资环境;另一方面要针对债务负担较轻的沿线国家,应更多地转向资本与技术密集型产业,着力释放外溢效应,优化当地产业结构,推动经济发展。(3)要着力构建更加公平、有序的投资环境,充分发挥“一带一路”倡议带来的平台效应,紧抓同沿线各国合作契机,充分发挥各自比较优势,着力培育新的经济增长点。(4)要着重加强我国在“一带一路”直接投资的信息透明度,减少信息不对称带来的各种负面影响,持续完善我国在“一带一路”直接投资项目信息披露机制,通过搭建信息共享平台加快信息传递、加强信息整合,打消沿线国家“债务焦虑”情绪,积极拓展“一带一路”直接投资为沿线国家带来的红利空间。

[参考文献]

- [1] ORPHANIDES A. Central Bank Policies and the Debt Trap [J]. SSRN Electronic Journal, 2017, 33 (2): 35-42.
- [2] IRSHAD M S, XIN Q, ARSHAD H. One Belt and One Road: Dose China-Pakistan Economic Corridor Benefit for Pakistan's Economy? [J]. Journal of Economics and Sustainable Development, 2015, 6 (24): 200-207.
- [3] 蓝庆新, 赵永超. “一带一路”倡议导致沿线国家落入债务陷阱了吗? [J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 2020, 41 (8): 106-115.
- [4] 邱煜, 潘攀, 张玲. “中国方案”果真布局了债务陷阱吗?: 来自“一带一路”倡议的经验证据 [J]. 世界经济研究, 2021 (7): 120-134+137.
- [5] HURLEY J, MORRIS S, PORTELANCE G. Examining the Debt Implications of the Belt and Road Initiative from a Policy Perspective [J]. Journal of Infrastructure, Policy and Development, 2019, 3 (1): 139-175.
- [6] 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.
- [7] 邓铁嘉, 余姗. “一带一路”倡议下目的国制度环境对企业投资绩效的影响研究 [J]. 宏观经济研究, 2021 (3): 52-66.
- [8] 金刚, 沈坤荣. 中国企业对“一带一路”沿线国家的交通投资效应: 发展效应还是债务陷阱 [J]. 中国工业经济, 2019 (9): 79-97.
- [9] 刘杰, 潘家华, 王昱文. “一带一路”煤电投资会引发“债务陷阱”效应吗? ——基于双重差分的理论假设与实证检验 [J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2021, 50 (2): 45-56.
- [10] 郭建峰, 杨治廷. 中国对外直接投资与“一带一路”沿线国家负债水平关系研究 [J]. 江西社会科学, 2019, 39 (8): 39-51.
- [11] 叶永刚, 杨飞雨, 郑小娟. 国家信用风险的传导与影响研究——以欧元区债务危机为例 [J]. 金融研究, 2016 (2): 172-179.
- [12] 邱煜, 潘攀. “一带一路”倡议与沿线国家债务风险: 效应及作用机制 [J]. 财贸经济, 2019, 40 (12): 96-111.
- [13] KARAYALCIN C, MCCOLLISTER K, MITRA D. Infrastructure, Returns to Scale and Sovereign Debt [J]. Journal of International Trade and Economic Development, 2002, 11 (3): 267-278.
- [14] GIAMMARIOLI N, NICKEL C, ROTHER P, et al. Assessing Fiscal Soundness: Theory and Practice [J]. European Central Bank. Occasional Paper Series, 2007.
- [15] 毛捷, 黄春元. 地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证 [J]. 金融研究, 2018 (5): 1-19.
- [16] 李梅, 柳士昌. 对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应——基于中国省际面板数据的门槛回归分析 [J]. 管理世界, 2012, 220 (1): 21-32+66.
- [17] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国工业企业对外直接投资与企业生产率进步 [J]. 世界经济, 2014, 37 (9): 53-76.
- [18] CHENG L K, KWAN Y K. What are the Determinants of the Location of Foreign Direct Investment? The Chinese Experience [J]. Journal of International Economics, 2000, 51 (2): 379-400.
- [19] LUCAS R. On the Mechanics of Economic Development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22 (1): 3-42.
- [20] STOREYGARD A. Farther on Down the Road: Transport Costs, Trade and Urban Growth in Sub-Saharan Africa [J]. Review of Economics Studies, 2016, 83: 1263-1295.
- [21] DONALDSON D. Railroads of The Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure [J]. American Economic Review, 2018, 4 (6): 899-934.
- [22] CARRANZA L, DAUDE C, MELGUIZO A. Public Infrastructure Investment and Fiscal Sustainability in Latin America: Incompatible Goals? [J]. Journal of Economic Studies, 2011, 41 (1): 29-50.
- [23] MODY, ASHOKA, MURSHID A P. Growing up with Capital Flow [J]. Journal of International Economics, 2005, (65): 249-266.
- [24] HANSEN B E. Sample Splitting and Threshold Estimation [J]. Econometrica, 2000, 68 (3): 575-603.
- [25] 牛志伟, 许晨曦, 武瑛. 营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率 [J]. 管理世界, 2023, 39 (2): 83-100.

- [26] 王兆瑞, 刘哲希, 陈小亮. 人口老龄化对政府债务的影响: 基于非线性的视角 [J]. 国际金融研究, 2021 (3): 47-56.
- [27] AGOSIN, MANUEL R, MACHADO R. Foreign Investment in Developing Countries: Does it Crowd in Domestic Investment? [J]. Oxford Development Studies, 2005, 33 (2): 149-162.
- [28] ARELLANO M, BOND S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. Review of Economic Studies, 1991, 58 (2): 277-297.
- [29] GREENE, JOSHUA, VILLANUEVA D. Private Investment in Developing Countries: An Empirical Analysis [J]. IMF Staff Papers, 1991, 38 (1): 33-58.
- [30] HANSEN B E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93 (2): 345-368.
- [31] 谢呈阳, 王明辉. 交通基础设施对工业活动空间分布的影响研究 [J]. 管理世界, 2020, 36 (12): 52-64+161+65-66.
- [32] 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, 34 (5): 63-73.
- [33] 龚锋, 余锦亮. 人口老龄化、税收负担与财政可持续性 [J]. 经济研究, 2015, 50 (8): 16-30.

A Study on the Impact of “the Belt and Road” Initiative on Debt Risk in the Countries along the Route

—Based on the Perspective of International Direct Investment

ZHAO Yongchao LAN Qingxin

Abstract: This article reexamines the impact of “the Belt and Road” initiative on debt risk in the countries along the route from the perspective of international direct investment, and focuses on exploring the mechanisms and characteristics of China’s outward direct investment of the issue. Based on theoretical analysis, the article conducts empirical analysis using relevant data from 42 countries along the route from 2014 to 2021. The research finds that China’s direct investment generally exhibits a restraining effect on debt risk in the countries along the route, which can be described as a “helping hand” rather than exacerbating the situation. The process of debt risk restraint demonstrates a dynamic nonlinear feature of lag→rapid release→gradual release, and the improvement of infrastructure environment is an important channel for the restraining effect in a nonlinear transmission manner. Empirical results pass robustness tests and reveal heterogeneous impacts on sample countries with different debt risk levels and in different regions. This article enriches research on China’s outward direct investment, also fundamentally refutes the “debt trap theory” to alleviating “debt anxiety” in the countries along the route. Besides, this study provides factual evidence and decision-making references for Chinese enterprises’ overseas investments, contributing to the high-quality development of “the Belt and Road” initiative.

Keywords: “The Belt and Road” Direct Investment; Debt Risk; Infrastructure Environment; Restraining Effect; Dynamic Nonlinear Features

(责任编辑 白光)