

中欧班列开通促进了城市外商投资吗?

——来自中国地级市的经验证据

刘兴华¹ 易扬²

(1. 江西财经大学 金融学院, 江西 南昌 330013; 2. 暨南大学 经济学院, 广东 广州 510632)

摘要: 在对 C-D 函数进行拓展的基础上, 利用 2005—2018 年中国 285 个地级市的面板数据, 采用 PSM-DID 方法, 实证检验中欧班列开通对外商投资的影响效应及传导机制。研究发现: 中欧班列开通显著促进了外商投资, 结论在安慰剂检验、工具变量检验及考虑同期政策干扰后仍然成立; 中欧班列开通具有地理区域和经济区域上的异质性, 对西部地区和二类城市的影响效果更强; 中欧班列开通对内陆地区的产业结构重塑和经济发展具有重要的推动作用; 中欧班列开通通过影响对外开放程度和投资环境进而作用于外商投资, 表现为促进沿线地区产业集聚、减少投资信息不对称、增强对外商投资的吸引力。沿线地区应抓住中欧班列开通契机, 发挥班列开通在缩短信息距离、节约投资成本、增强产业集聚等方面的辐射作用, 弥补要素禀赋的缺陷, 共享经济发展“红利”。

关键词: 中欧班列; PSM-DID; 工具变量; 外商投资

中图分类号: F832.48 文献标志码: A 文章编号: 1672-6049(2022)05-0087-11

一、引言与文献综述

改革开放以来, 中国加快对外经济交流的步伐, 取得了举世瞩目的成就。2013 年, 中国提出共建“一带一路”倡议, 依托与有关国家的双多边机制, 推进对外交流合作向纵深发展。中欧班列作为往来于亚欧大陆的铁路联运班列, 为中国建立了与世界互联互通的国际新通道, 带动了沿线地区产业升级和国际贸易, 促进了区域经济平稳和可持续发展。

首列中欧班列开行于 2011 年。截至 2022 年 7 月, 中欧班列累计开行数量达 5.7 万列, 年均增速为 108%, 运输货物价值超过 3 000 亿美元, 通达欧洲 196 个城市。中欧班列运输货物种类不断扩大, 由初期的手机、电脑延伸到服装鞋帽、粮食及加工品、机械零部件等; 新冠疫情暴发以来, 中欧班列承担运输防疫物资的重任。截至 2022 年 7 月, 中欧班列运送防疫物资 1 420 万件, 计重达 10.9 万吨。中欧班列开通对于完善国际联运格局、优化地区产业结构、打造城市港口经济具有重要作用。

中欧班列不仅能提高开通城市知名度, 减小投资信息不对称, 而且能加速要素跨国流动, 深化国际经贸合作, 产生明显的“时空压缩”效应。张祥建等^[1]指出, 随着要素规模的扩大, 其流动成本大为降低, 增强对资本的吸引力, 带动本地投资不断发展。姚树洁等^[2]、Seyoum *et al.*^[3]研究发现, 外商投资能缓解企业资金短缺, 提高生产效率, 加快技术进步, 促进产业转型升级, 推动区域经济增长。中欧班列开通能否

收稿日期: 2021-12-07; 修回日期: 2022-03-13

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“基于 MS-DSGE 和商业银行压力测试模型的我国系统性风险防范研究”(18BJY246); 江西省教育厅科学技术研究项目“经济政策不确定性与企业投资决策优化: 生命周期视角”(GJJ210525)

作者简介: 刘兴华(1972—), 男, 江西吉安人, 经济学博士, 江西财经大学金融学院教授, 博士生导师, 研究方向为货币理论与政策; 易扬(1999—), 男, 江西南昌人, 暨南大学经济学院硕士研究生, 研究方向为金融工程。

促进沿线地区外商投资? 其影响机理和传导路径又将如何? 对于不同地域, 这种影响是否会有所不同? 本文尝试对上述问题进行研讨, 为中欧班列开通与增进外商投资提供一定的理论依据。

中欧班列已开行十年, 对中欧班列与外商投资的研究主要集中在以下两个方面: 一是基础设施对外商投资的影响。Ahlfeldt and Feddersen^[4]、王雨飞和倪鹏飞^[5]认为, 高铁开通加速了要素空间流通, 提高了资源利用效率, 增进了区域发展协调性, 并以此吸引外商投资。韦朕韬和孙晋云^[6]利用双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID)实证检验高铁开通促进了中西部外商直接投资。孙文浩^[7]通过建立双重差分模型, 发现高铁网络能促进沿线城市外商投资, 对应用型创新产生显著的正向效应。马光荣等^[8]研究得出, 高铁开通减少了异地间信息不对称, 降低了企业组织成本, 更有利于吸引外商投资。二是中欧班列对不同领域的影响。方行明等^[9]利用双重差分模型, 分析中欧班列开通提升城市贸易开放度及其空间特征, 得出中欧班列通过“虹吸效应”与“辐射效应”, 为内陆地区的贸易增长和对外开放度的提高提供契机。周学仁和张越^[10]采用双重差分方法, 检验得出中欧班列促进贸易增长的传导路径为补贴激励和成熟便捷的物流。刘慧等^[11]探究了中欧班列对企业生产组织方式的影响, 得出中欧班列开行对沿线城市贸易投资、产业升级产生促进效应, 为提高对外开放水平, 推动贸易和投资自由化发挥积极作用。

综上所述, 已有文献分析了高铁网络对外商投资的影响, 讨论了中欧班列对贸易增长、城市创新的影响, 尚未研究中欧班列对外商投资的影响。本文采用多期双重差分倾向得分匹配的方法, 综合考虑模型中可能存在的内生性问题, 实证检验中欧班列开通对沿线地区外商投资的影响。本文的边际贡献主要有: 分析中欧班列开通对沿线地区外商投资的作用大小和方向; 剖析不同变量间内在的作用机理和传导过程, 为沿线地区吸引外资提供决策依据; 考虑到模型可能存在的内生性问题, 采用PSM-DID方法, 并用安慰剂检验、平稳性检验和工具变量法, 提高实证结果和结论的可靠性。

二、理论分析

(一) 理论推演

新古典增长理论认为, 劳动增长外生给定条件下, 资本和技术是经济增长的内生变量。本文运用索洛模型, 分析中欧班列对沿线地区外商投资的影响。假定生产规模报酬不变, 一国生产函数表示为:

$$Y_i(K, AL) = A_i K_i^\alpha L_i^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中, Y_i 为第 i 个城市的社会总产出, A_i 、 K_i 、 L_i 分别为第 i 个城市的全要素生产率、社会总资本、劳动投入量, α 为总产出对资本的弹性, 且满足 $0 < \alpha < 1$ 。当经济处于均衡时, 资本边际产出与劳动边际产出满足以下条件:

$$\frac{MP_{K_i}}{MP_{L_i}} = \frac{r}{w} \quad (2)$$

其中, MP_{K_i} 、 MP_{L_i} 分别表示第 i 个城市资本、劳动的边际产出, r 为资本价格, w 为劳动价格。假定劳动在一定时期内保持稳定, 资本可以自由流动, 若资本流动交易成本为零, 意味着任意城市 i 的资本边际产出 MP_{K_i} 均与全国利率水平保持固定的比率; 若存在任意两个城市 i 和 j , 且城市 i 的资本边际产出大于城市 j , 那么, 资本会从低边际产出城市 j 流向高边际产出城市 i , 直至两地资本边际产出相等。

$$MP_{K_i} = \alpha A_i \left(\frac{L_i}{K_i} \right)^{1-\alpha} = MP_{K_j} = \alpha A_j \left(\frac{L_j}{K_j} \right)^{1-\alpha} = r \quad (3)$$

实际情况中, 生产要素不可能实现零成本流动, 不同地区外商投资成本存在着差异。在交通基础设施发达的地区, 异地子公司和母公司间要素禀赋及信息交流的成本更低, 由此导致的代理成本及贸易成本更低, 生产效率相应更高。为了分析交易成本产生的影响, 引入经济距离 μ_i , 并将 μ_i 定义为资本要素禀赋空间流动难易度, 全要素生产率 A_i 可表示为 $A_i = A \times (1 - \mu_i)$ 。对于外商投资而言, 交通基础设施越发达, 经济距离 μ_i 越小, 全要素生产率 A_i 越大。将社会总资本 K_i 分为外商投资 K_i^F 和非外商投资 K_i^D , 由式(1)和式(3)可得:

$$\alpha A (1 - \mu_i) (L_i)^{1-\beta-\gamma} (K_i^F)^\beta (K_i^D)^\gamma = \alpha A (1 - \mu_j) (L_j)^{1-\beta-\gamma} (K_j^F)^\beta (K_j^D)^\gamma \quad (4)$$

其中 $\beta, \gamma (0 < \beta, \gamma < 1)$ 分别为总产出对外商投资、非外商投资的弹性。对式(4)求偏导,可知 $\frac{\partial K_i^F}{\partial \mu_i} < 0$ 。随着经济距离 μ_i 的下降,外商投资 K_i^F 理论上会出现上升。中欧班列开通能缩短物流运输时间、降低资本流动交易成本、拉近要素空间分布距离,对于外商投资增长显然是“利好”。

(二) 机制分析与研究假设

1. 中欧班列开通对外商投资的效应分析

伴随全球化的不断增强,外商在外投资建厂出于两种目的:一是规避关税壁垒,争取更大的东道国市场份额;二是利用当地廉价的劳动力或能源,提高在国际上的竞争优势。第一类外资企业利用东道国优势要素,但一些技术含量高、需超精密加工的元器件仍需进口,典型代表为国外科技公司服务的代工企业;第二类外资企业面向国际市场,对交通运输成本具有更高的敏感度,即使东部地区水电价格、人力成本比中西部地区高,但由于海运价格相对低廉,外资企业仍将工厂设立于东部地区。

从中欧班列货运结构和方向看,目前班列对沿线地区的影响集中在提高第一类投资的流入,外资进入是为了利用本地比较优势,开拓国际市场。中欧班列开通对中西部城市贸易增长有显著的正向影响,它可能源于吸引外资带动的增量产能,对于发挥地区比较优势有着重要作用。已开通班列的地区,为当地企业打开了通向国际市场的大门,对欧洲、中东的辐射效应增强,相对于承受高额税收和劳动力成本的外资企业,可寻求更优的制度环境和投资政策。基于此,提出假说1。

假说1:中欧班列开通将增加沿线地区的外商投资。

中欧班列对不同地区的影响存在较大异质性,与地区要素禀赋、经济水平、交通运输方式有关。中国存在三级阶梯地理结构,东、中、西部地区的主流交通运输各有不同,东部沿海依托港口海运,与美洲、大洋洲、欧洲和亚洲邻国建立较强的经济联系,对中欧班列陆路通道的依赖度较低。中部地区长期作为东部腹地,利用长江、黄河水路运输的巨大优势形成长江经济带、黄河经济带等货运通道,较为注重与沿海港口的合作,但缺少“西进”的基建条件。西部地区与中亚的贸易往来和投资联系更加密切,同时受制于交通基础设施的落后。

中欧班列开通对内陆城市的影响是巨大的,中部地区可借此提高对外交流的多样性,西部地区可以拓展海外市场,占据对外开放新高地。未来中西部的国际交通运输形态,将由过去依托海运的向东开放,逐步转变为东西并进、海铁联运,贸易和投资潜力不可估量。Allen and Arkolakis^[12]指出,中欧班列的开通,不仅能增强内陆地区交通基础设施通达性,还可以带来贸易、产业和经济在空间范围的新分配。基于此,提出假说2。

假说2:中欧班列开通对外商投资具有经济区域和地理区域上的异质性。

2. 中欧班列开通影响外商投资的中介变量

境外资本选址投资时,必须考虑投资壁垒问题,即出于保护本土经济而对外商投资采取歧视性的限制措施。郭卫军和黄繁华^[13]发现,东道国投资壁垒减少,开放程度增加,能够显著增加外商投资规模;发达地区由于开放程度已经足够高,进一步增加外商投资空间相对有限,中欧班列对东部外商投资的促进效果可能不如其他地区。赵静等^[14]认为,中欧班列开通不仅能促进沿线地区对外开放水平提高,减少外商投资信息不对称,降低境外资本投资风险,还能促进经济发展和产业升级,增强境外资本对沿线地区的投资信心。

2017—2021年,中国修订全国和自贸试验区外商投资准入负面清单,限制措施分别由93项、122项减至31项、27项,在金融、汽车领域推出系列开放举措。建立自贸试验区后,开放程度获得极大提升,自贸区以其享有的政策优惠,为中欧班列运输货物提供免税存储和物流增值服务,进口货物可在自贸区进行原材料加工、组合和分装,根据订购需求,更高效地运往国内各地,减少进口商的滞销损失,带动当地税收、就业及外商投资。基于此,提出假说3。

假说3:中欧班列开通通过影响开放程度进而作用于沿线地区外商投资。

交通基础设施对地区招商引资起着重要作用。铁路运输作为一种快捷的交通方式,能缓解地理距

离导致的时空约束,一方面,加快地区间互联互通,促进要素跨区域流动,提高资源配置效率;另一方面,加强母公司与子公司之间的沟通交流,降低信息不对称的风险,减少“信息距离”带来的成本。从外部环境看,中欧班列开通优化了沿线地区投资环境,降低本地公司进入异地市场的成本,使原本因成本过高而不得不放弃的项目变得有利可图,从而拓展投资空间,增加外商投资总量。基于此,提出假说4。

假说4: 中欧班列开通通过影响投资环境进而作用于沿线地区外商投资。

三、研究设计

(一) 模型构建

中欧班列开通带动沿线地区经济发展,伴随着新开通数增多,开通城市亦同步增加,但仍有不少城市未在开通之列。基于此种数据特征,本文将中欧班列开通看作“准自然实验”,开通城市组成实验组,未开通城市组成对照组。中欧班列开通对沿线地区外商投资的影响体现在“政策效应”和“时间效应”,前者是班列开通事件的冲击对外商投资的影响,后者为外商投资在班列开通后随时间变化受到的影响。为了检验班列开通对外商投资的平均处理效应,本文采用双重差分法(DID)对“准自然实验”进行评估。鉴于不同城市开通班列时间存在差异,也为了准确考量时空错列事件与外商投资的关系,本文选用固定效应下多期双重差分法来评估班列开通的政策效果。

使用双重差分法需满足冲击事件严格外生,即中欧班列开通外生的假定,这意味着每个城市是否开通班列与其他特征是不相关的,否则可能造成有偏估计。为避免政策非随机性引致的内生性,本文借鉴 Glazerman *et al.*^[15]、Heckman and Opdam^[16]的研究,引入倾向得分匹配法(PSM),搭配多期双重差分,降低实验过程产生的选择性偏误。本文实验计量的基准模型为:

$$\ln Fdi_{it}^{PSM} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \gamma_1 Z_{it} + v_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $\ln Fdi_{it}^{PSM}$ 为经倾向得分匹配处理后城市 i 在 t 期的外商投资; $Treat_{it}$ 为政策虚拟变量,班列开通城市为1,未开通城市为0; $Post_{it}$ 为时间虚拟变量,班列开通后年份为1,开通前年份为0; Z_{it} 为影响城市外商投资的控制变量; v_t 表示时间固定效应, μ_i 表示城市个体固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。

(二) 数据来源

根据数据可得性,本文选取2005—2018年中国285个地级市作为研究样本,剔除数据缺失过多或样本期内发生行政区划调整的城市。数据主要来源于全国各省以及地级市的统计年鉴、Wind宏观经济数据库、中铁集装箱运输有限责任公司等。中欧班列开通数据为手工整理得到。其余宏观数据来源于Wind数据平台、《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。

(三) 变量选取

1. 被解释变量

被解释变量为外商投资($\ln Fdi$)。外商直接投资是外商投资的常用指标,具有相对的稳定性,由于实际利用外资能综合反映外商投资总体水平,本文参考李秀珍和唐海燕^[17]、刘兴华^[18]的研究,采用实际利用外商投资额的对数值来衡量外商投资变量。

2. 核心解释变量

解释变量为中欧班列,将其设为虚拟变量,开通城市当年及以后为1,开通前为0,未开通城市也为0。由于中欧班列开通产生效果具有滞后性,对 $Time$ 变量赋值进行如下变通:若当年9月以前开通, $Time$ 从当年开始取值为1;若当年9月及以后开通,则统一进行滞后一期处理。

3. 控制变量

从经济、金融、教育、人口、政府支出、基础设施、城镇化和产业结构层面引入控制变量。(1) 经济发展水平($\ln PgdP$) 采用城市人均GDP的对数值来衡量。(2) 金融规模(Fin) 采用金融机构贷款与地区生产总值的比值度量。(3) 教育水平($\ln Edu$) 采用公共教育支出的对数值进行衡量。(4) 人口密度($Popu$) 采用城市常住人口与辖区面积的比值度量。(5) 政府支出(Gov) 采用财政支出与地区生产总值占比来测度。(6) 交通基础设施($\ln Stru$) 根据世界银行的界定,广义基础设施包括公共事业、公共

工程和其他交通部门的物质工程设施^[19]。本文选用交通运输、仓储和邮政业投资数据,并进行对数化处理。(7) 城镇化水平(*Urb*) 采用城镇人口占地区总人口的比例来衡量。(8) 产业结构(*Ind*) 由于工业和制造业是影响外商投资的重要因素,故采用第二产业占地区生产总值的比重来度量。

表1为变量定义及描述性统计结果,因变量 $\ln Fdi$ 的均值和中位数相差不大,无明显偏态,说明本文取对数是合理的。其余控制变量的取值均在合理范围内。

四、实证分析

(一) 倾向得分匹配处理

根据研究设计,本文进行PSM的实验组为2011年开始开通班列的城市,对照组为2005—2018年从未开通

班列的城市。采用核匹配法(Kernel Matching)对实验组、对照组进行Logit回归估计,得到倾向得分。核匹配有效的前提是实验组、对照组匹配后可观测变量不存在显著差异,在匹配估计前必须通过“平衡性检验”,才能无偏估计中欧班列开通的效应。参考Gentzkow^[20]的做法,本文考察控制变量在匹配前后实验组和对照组之间的差异变化。从平稳性检验结果看,匹配前实验组和对照组控制变量的差异大多在1%的水平下显著,并且实验组的控制变量大多明显高于对照组。匹配后的控制变量在实验组和对照组上基本平衡,没有明显差异。因此,匹配显著增强中欧班列“开通”和“未开通”的可比程度。

(二) 多期双重差分检验

采用固定效应下多期双重差分进行检验,通过一阶差分方法消除变量的趋势影响因素。具体来说,以2015年为中欧班列开通事件的时间断点,实验组为2015年之前开通班列的城市,对照组为2015年之前未开通班列的城市。根据双重差分的基本原理,得到模型(6):

$$ATT_{DID} = E(\ln Fdi_{1i} - \ln Fdi_{0i} | D_i = 1) - E(\ln Fdi_{1i} - \ln Fdi_{0i} | D_i = 0) \quad (6)$$

其中, ATT 为实验组平均处理效应; D_i 为第 i 个城市开通班列的虚拟变量, $D_i = 1$ 为实验组, $D_i = 0$ 为对照组; $\ln Fdi_{1i}$ 为第 i 个城市班列开通后的外商投资, $\ln Fdi_{0i}$ 为第 i 个城市班列开通前的外商投资。通过实验组与对照组的差分,消除自身趋势的变化;两者再去差分,得到中欧班列开通对外商投资的净效应。多期双重差分检验结果见表2。

表1 变量的描述性统计

变量	名称	均值	标准差	中位数	最大值
<i>lnFdi</i>	外商投资	0.429	1.949	0.483	6.001
<i>lnPgdp</i>	经济发展水平	10.313	0.738	10.345	13.916
<i>Fin</i>	金融规模	1.147	0.623	1.022	7.206
<i>lnEdu</i>	教育水平	9.949	1.467	4.035	15.564
<i>Popu</i>	人口密度	0.433	0.341	0.352	2.648
<i>Gov</i>	政府支出	0.171	0.090	0.149	1.027
<i>lnStru</i>	交通基础设施	15.747	1.085	7.312	19.063
<i>Urb</i>	城镇化水平	0.878	0.218	0.995	1.004
<i>Ind</i>	产业结构	0.480	0.108	0.483	0.910

表2 中欧班列开通对外商投资的影响:PSM-DID估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnFdi</i>	<i>lnFdi</i>	<i>lnFdi</i>	<i>lnFdi</i>
<i>Treat × Post</i>	0.984 *** (0.146)	0.406 *** (0.123)	0.526 *** (0.123)	0.554 *** (0.095)
<i>lnPgdp</i>		0.344 ** (0.142)	0.578 ** (0.227)	0.613 *** (0.162)
<i>Fin</i>		-0.159* (0.096)	-0.190 (0.123)	-0.100 (0.095)
<i>lnEdu</i>		-0.045 (0.052)	-0.018 (0.054)	0.035 (0.034)
<i>Popu</i>		0.358 (0.511)	0.173 (0.518)	0.607 *** (0.221)
<i>Gov</i>		1.320 ** (0.681)	1.780 ** (0.784)	0.720 (0.589)
<i>lnStru</i>		0.523 *** (0.106)	0.600 *** (0.113)	0.241 *** (0.092)
<i>Urb</i>		0.113 (0.149)	0.025 (0.195)	0.053 (0.128)
<i>Ind</i>		2.102 *** (0.489)	-0.158 (0.719)	-0.256 (0.502)
常数项	0.466 *** (0.004)	-12.205 *** (0.832)	-14.854 *** (2.602)	-10.214 *** (2.012)
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
省份-年份固定效应	否	否	否	是
观测值	3 735	3 735	3 735	3 735
R ²	0.151	0.499 3	0.608	0.905

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

考虑到随时间变化不可观测的因素可能对结果产生影响,本文参考 Wang^[21]的做法,控制城市固定效应与时间固定效应,进一步控制省份-年份固定效应的交互项。由(1)列至(4)列可知,中欧班列开通对外商投资产生正向效应,且在1%的水平下显著,从而验证假说1。经济发展水平和交通基础设施在基准模型回归中均显著为正,说明经济越发达或交通基础设施越完善的地区,更易受到外商投资的青睐。究其原因,交通基础设施作为社会发展的物质条件,对外商投资的区位选择产生重要影响;经济增长在一定程度上促进外商投资,其影响远大于外商投资对经济增长的促进作用。列(4)中,教育水平、人口密度的系数显著为正,教育水平越高的地区越能汇聚更多的高层次人才,人口密度越大越有利于商品生产流通;两者叠加影响造就人力资本累加,对外商投资形成较强的吸引力。

(三) 空间效应异质性分析

传统区域依据地理距离划分,而地理距离不足以反映不同变量的空间效应。本文借用 Redding and Venables^[22]对经济距离的研究,拓展对“区域”的划分,由于经济距离反映要素空间流动的难易程度,为解释不同变量空间依存关系,本文兼顾地理区域和经济区域两个方面。

1. 地理区域

基准回归结果显示,中欧班列开通有利于促进沿线地区外商投资。不同城市自然资源、制度政策存在差异,根据地理位置的不同,将285个样本城市划分为东部、中部和西部地区,利用PSM处理后的数据对模型(5)进行回归,参数估计结果见表3的(1)列至(3)列。无论东部、中部还是西部地区, $Treat \times Post$ 系数均显著为正,各区域中欧班列开通对外商投资起着促进作用;该变量在西部地区的系数绝对值最大,说明班列开通对西部地区外商投资的正向效应更大。西部地区可以依靠中欧班列开通,弥补深处内陆自然地理条件的不足,消除产业发展滞后的障碍,与沿海地区一道,共同分享对外开放的红利,缩小与东部、中部地区在吸引外资上的差距。

2. 经济区域

参考曹策和王真^[23]的研究,本文将城市分成四类:一类城市、二类城市、三类城市和其他。由于其他类城市极少开通中欧班列,多期双重差分检验仅针对一类、二类和三类城市,这三类城市分别为19个、30个和70个,参数估计结果见表3的(4)列至(6)列。一类城市 $Treat \times Post$ 系数并不显著,二类、三类城市系数显著为正,表明中欧班列开通对外商投资具有经济区域上的异质性。二类城市 $Treat \times Post$ 系数绝对值最大,说明中欧班列开通对二类城市外商投资的正向效应更大。这是因为:一类城市要素禀赋丰富,已建成完备的交通基础设施,班列开通对外商投资的边际影响不如二类城市;二类城市多为各省份核心城市,配套资源设施较为完善,相对于一类城市,其土地和人工成本更为低廉,相对三类城市,其要素资源流动性更强。因此,中欧班列更能促进二类城市的外商投资,二类、三类城市可利用中欧班列开通契机,加大吸引外资力度,缩小不同城市之间的经济差距。

表3 地理区域与经济区域的异质性检验

变量	地理区域的异质性			经济区域的异质性		
	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 一类城市	(5) 二类城市	(6) 三类城市
$Treat \times Post$	0.308** (0.154)	0.228** (0.112)	0.565** (0.280)	0.374 (0.252)	0.508*** (0.175)	0.366* (0.192)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	635	515	625	225	495	765
R ²	0.464	0.622	0.515	0.549	0.576	0.508

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

五、稳健性检验

(一) 平行趋势检验

使用多期双重差分需要满足平行趋势假定,即若不存在班列开通事件,实验组与对照组外商投资的变化趋势应当是一致的。本文借鉴 Beck *et al.* [24]、Xu [25] 的做法,在模型(5)的基础上增加开通班列前项和后项的虚拟变量。具体做法为:计算任一城市样本年份与班列开通年份的差额。例如 2015 年开通班列的城市,其 2011 年样本值为 -4;根据样本值生成班列开通相对时间的哑变量 d_{-4} (开通前四年),并取值为 1,其他开通相对时间的哑变量取值为 0;由于样本时间跨度为 14 年,为缓解两端样本值极少的问题,采用“缩尾”处理策略。具体模型如式(7)所示。

$$\ln Fdi_{it}^{PSM} = \beta_0 + \sum_{m=1}^{12} d_{-m, it} + \sum_{n=0}^4 d_{n, it} + \gamma_2 Z_{it} + v_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $d_{-m, it}$ 表示城市 i 第 t 年开通班列前第 m 年的哑变量取值, $d_{n, it}$ 表示城市 i 第 t 年开通班列后第 n 年的哑变量取值。引入 $d_{-m, it}$ 和 $d_{n, it}$ 不仅能验证平行性假设,还能识别中欧班列开通对外商投资的影响。利用处理好的数据,控制年份固定效应和城市固定效应。

中欧班列开通前哑变量的参数估计均不显著,满足平行趋势假定。中欧班列开通后哑变量的参数估计显著为正,与基准回归结果一致,表明中欧班列开通有利于促进沿线地区外商投资。本文绘制了平行趋势检验图(见图 1),它呈现 95% 的置信区间班列开通影响沿线地区外商投资的估计系数,其变化趋势符合多期双重差分的平行趋势假设,说明前文分析结果是可靠的。

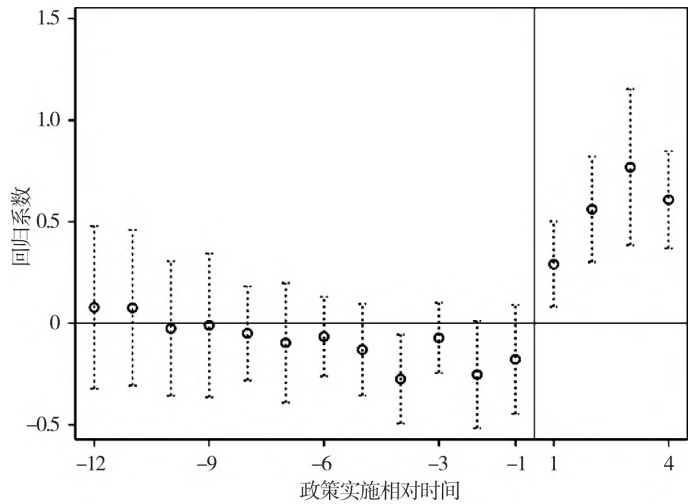


图 1 PSM-DID 模型的平行趋势检验

(二) 安慰剂检验

为了检验实证结果在多大程度上受潜在遗漏变量的影响,参考 Ferrara *et al.* [26] 的研究,按照模型(5)进行回归,实验时设定上述过程重复 500 次,绘制出交互项虚拟估计系数的分布图(见图 2)。由图 2 可知,在随机处理下,交互项虚拟估计系数的散点分布集聚在 0 附近,实线为正态分布的拟合,意味着本文的模型设定所考虑的变量较为周全,研究结论具有较强的可信性。

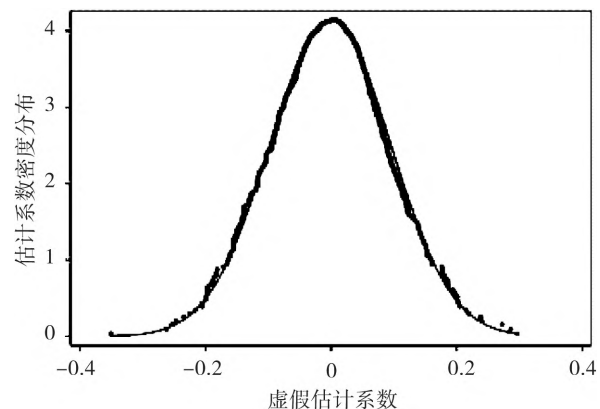


图 2 安慰剂检验

(三) 消除内生性的检验

使用工具变量法时,为避免研究结果出现偏差,应注意所选工具变量的相关性和外生性。中

欧班列开通推动“一带一路”倡议向纵深发展,与“古代丝绸之路”有着紧密联系。一方面,“古代丝绸之路”路线与中欧班列途径地区有较强的相关性;另一方面,“丝绸之路”形成于秦汉时期,对外输出中国商品,与当下各地吸引外资毫无关系。借鉴卢盛峰等 [27] 的研究,“古代丝绸之路”所经之地作为外商投资的工具变量,其途经山西、甘肃、宁夏、青海、新疆五省(自治区)的城市,工具变量取值为 1,否则取值为 0。利用两阶段最小二乘法进行参数估计,第一阶段和第二阶段估计模型分别为模型(8)和模型(9)。

$$Treat_{it} \times Post_{it} = \beta_0 + \beta_1 IV_{it} \times Post_{it} + \gamma_3 Z_{it} + v_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\ln Fdi_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \gamma_4 Z_{it} + v_i + u_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

模型(8)中 IV_{it} 为工具变量,参数估计结果见表4的列(1)和列(2)。列(1)为第一阶段估计结果, $IV_{it} \times Post_{it}$ 系数显著为正,说明所选工具变量对班列开通有较强的解释力;最小特征值为596.905,远大于5%沃尔德检验临界值11.59,进一步证明工具变量选取良好。列(2)中 $Treat_{it} \times Post_{it}$ 系数显著为正,说明运用工具变量法进行回归,仍可得出班列开通对外商投资具有促进作用的结论。

(四) 缩短考察周期的稳健性测试

为了进一步验证结果的稳健性,采用缩短考察周期来进行验证。具体处理方法如下:将原来2005—2018年的实验年份缩短为2010—2017年,中欧班列开通城市样本减少8个。根据模型(5)对缩短后的样本重新进行PSM-DID检验, $Treat \times Post$ 系数在5%的水平下通过显著性检验,具体可见表4列(3),缩短考察周期,班列开通仍对外商投资产生明显的正向效应,说明本文的实证分析结果稳健可靠。

(五) 考虑同期政策干扰的检验

1. “营改增”政策

近年来,中国不断完善财税体制,“营改增”就是其中一项政策。2012年,中国扩大“营改增”试点地区,“营改增”的全面推广对塑造投资环境具有积极作用。范子英和彭飞^[28]认为,“营改增”政策能完善税法体系,有利于中外企业减轻税负,推动地区间分工与协作,带动固定资产投资的增长。虑及“营改增”可能对外商投资产生影响,本文进一步控制“营改增”政策的实施, $Vat \times Post$ 为“营改增”政策与时间的交互项, Vat 为政策虚拟变量,实施“营改增”政策的省份下属城市取值为1,未实施“营改增”政策城市取值为0。 $Post$ 为时间虚拟变量,根据“营改增”政策试点的时间顺序,实施后的年份取值为1,实施前的年份取值为0。参数估计结果见表4的列(4), $Treat \times Post$ 系数仍显著为正,说明本文的分析结果具有很强的稳健性。

表4 稳健性检验结果

变量	工具变量法		缩短考察周期	考虑政策干扰	
	(1) 第一阶段 ($Treat \times Post$)	(2) 第二阶段 ($\ln Fdi$)	(3) ($\ln Fdi$)	(4) 营改增 ($\ln Fdi$)	(5) 一带一路 ($\ln Fdi$)
$Treat \times Post$	—	0.731** (0.359)	0.544*** (0.142)	0.525*** (0.123)	0.494*** (0.135)
$IV \times Post$	0.939*** (0.012)	—	—	—	—
$Vat \times Post$	—	—	—	0.137** (0.057)	—
$Silk \times Post$	—	—	—	—	0.090 (0.199)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	3 976	3 976	2 113	3 735	3 735
R ²	0.433	0.875	0.533	0.607	0.606

注:***、**和* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

2. “一带一路”倡议

“一带一路”倡议是中国扩大对外开放的重要举措,不仅能提升对外开放程度,而且对深化国际投融资具有深远意义。由于“一带一路”倡议可能对外商投资产生影响,需控制该倡议的实施。省会城市作为本省政治中心和经济枢纽,在“一带一路”倡议实施中起主导作用。结合“新丝绸之路经济带”

规划,本文选取18个“一带一路”倡议的潜在获益核心城市^①。 $Silk \times Post$ 为“一带一路”倡议与时间的交互项, $Silk$ 为“一带一路”倡议虚拟变量,实施城市取值为1,未实施城市取值为0。 $Post$ 为时间虚拟变量,2013年之前取值为0,2013年(含)之后取值为1。参数估计结果见表4的列(5), $Treat \times Post$ 系数显著为正,说明本文的分析结果具有很强的稳健性。

六、影响机制分析

进一步地,本文探究中欧班列开通对外商投资的影响机制。检验模型及步骤如下:

$$\ln Fdi_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \gamma_3 Z_{it} + v_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$Med_{it} = \mu_0 + \mu_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \gamma_4 Z_{it} + v_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\ln Fdi_{it} = \theta_0 + \theta_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \theta_2 Med_{it} + \gamma_5 Z_{it} + v_t + u_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中, Med 表示可能的中介变量,包括对外开放程度和投资环境。对外开放程度采用各城市进出口额的对数值来衡量。用各城市对应省份的樊纲指数($Fan-index$)^[29]作为投资环境的代理指标,樊纲指数衡量各省份不同时期的市场化水平,市场化程度高的地区,投资保护壁垒更低,要素禀赋流动更加便捷,因而具有更好的投资环境。模型(10)回归结果在表2中给出, β_1 显著为正,说明班列开通对外商投资起着促进作用。模型(11)和模型(12)的关键参数估计结果如表5所示。

由列(1)可知,模型(11)中系数 μ_1 显著为正,说明班列开通有助于增加对外开放水平;由列(2)可知,模型(12)中系数 θ_2 亦显著为正,说明对外开放水平提高能促进外商投资的增加,表明对外开放程度在班列开通促进外商投资中具有显著的中介效应。考虑投资环境为中介变量时,本文采用2005—2016年的面板数据进行研究。由列(3)和列(4)可知,系数 μ_1 和系数 θ_2 均显著为正,说明投资环境优化能促进外商投资的增加,投资环境在中欧班列开通促进外商投资中具有显著的中介效应。

表5 中欧班列对外商投资影响机制分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln Expo_{it}$	$\ln Fdi_{it}$	Fan_{it}	$\ln Fdi_{it}$
$Treat \times Post$	0.297*** (0.101)	0.593*** (0.113)	0.158** (0.079)	0.573*** (0.186)
Med	—	0.252*** (0.019)	—	0.608** (0.253)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	3 734	3 734	3 185	3 252
R ²	0.956	0.935	0.956	0.936

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

中欧班列开通具有明显的“时空压缩”效应,能提高沿线城市区位优势,为国内外企业产品和原材料交换提供高效的运输方式,促进内陆地区贸易增长,有利于当地产业集聚,增进要素空间流动。中欧班列开通能改善投资环境、减少投资壁垒、降低异地的进入成本。中欧班列开通既可以激励内陆地区企业开拓国外市场,又可以吸引境外资本投资,有效缩短“信息距离”,带来投资成本的节约。中欧班列开通在吸引外商投资的同时,也会带来外资流量的重新分配,对内陆地区产业结构调整、经济发展和要素禀赋空间格局的重塑具有强大的推动作用。

七、结论与启示

本文剖析中欧班列开通对外商投资影响的内在机理,基于中国2005—2018年285个地级市的面板数据,采用PSM-DID方法,实证检验中欧班列开通对沿线地区外商投资的影响,并进行稳健性检验、空间异质性检验及影响机制分析。研究表明:(1)中欧班列开通显著提升外商投资,运用安慰剂检验、缩短考察周期、工具变量法和考虑同期政策因素等方式进行检验,均证实研究结论的稳健性。(2)中

^①18个丝绸之路经济带核心城市为长沙、长春、重庆、成都、哈尔滨、呼和浩特、拉萨、合肥、南昌、武汉、乌鲁木齐、兰州、银川、昆明、南宁、西宁、西安和郑州。

中欧班列开通对外商投资的影响具有地理区域、经济区域的异质性。中欧班列开通对提升西部地区外商投资的效果更好, 中欧班列开通对提升二类城市外商投资的效果更佳, 对一类城市的影响不显著。(3) 中欧班列通过影响对外开放程度和投资环境来影响外商投资, 进而促进产业集聚, 减少投资信息不对称成本, 增强对外商投资的吸引力。

本文得出如下启示: (1) 中欧班列开通对西部地区和二类城市外商投资的正向效应更大, 欠发达地区可以依靠班列开通, 适度弥补深处内陆这一自然地理条件的缺陷, 克服产业发展滞后障碍, 与沿海地区共享对外开放的政策红利。中欧班列开通能重塑内陆地区产业结构, 调整经济发展空间布局。欠发达地区应以“一带一路”倡议为契机, 积极主动吸引投资, 利用东部地区制造业向中西部转移的战略机遇, 发挥中欧班列开通的“时空压缩”效应; 尽快形成有地区特色的产业集聚, 降低投资信息不对称, 摆脱经济发展的不利自然条件, 促进区域经济协调发展, 缩小西部地区与沿海地区的收入差距。东部发达地区应利用中欧班列开通契机, 继续提高对外开放水平, 实现经济高质量和可持续发展。(2) 中欧班列的安全运行需要与对外开放政策融合, 应进一步挖掘国内和沿线国家的潜力, 做好战略对接, 实现优势互补。加大和完善国内外相关基础设施建设, 提升中欧班列运行数量和质量。随着开行城市和线路的增加、通关效率的提升以及交通基础设施互联互通能力的提高, 中欧班列将成为重要的陆路运输方式。推动中欧班列高质量发展, 需要有关部门做好顶层设计和协调工作。

参考文献:

- [1] 张祥建, 李永盛, 赵晓雷. 中欧班列对内陆地区贸易增长的影响效应研究[J]. 财经研究, 2019(11): 97-111.
- [2] 姚树洁, 冯根福, 韦开蕾. 外商直接投资和经济增长的关系研究[J]. 经济研究, 2006(12): 35-46.
- [3] SEYOUM M, WU R, LIN J. Foreign direct investment and economic growth: the case of developing African economies [J]. Social indicators research, 2015, 122(1): 45-64.
- [4] AHLFELDT G M, FEDDERSEN A. From periphery to core: measuring agglomeration effects using high-speed rail [R]. SERC discussion paper, No. 172, 2015.
- [5] 王雨飞, 倪鹏飞. 高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化[J]. 中国工业经济, 2016(2): 21-36.
- [6] 韦朕韬, 孙晋云. 高铁开通能否促进我国中西部地区吸引 FDI? [J]. 南方经济, 2020(1): 33-45.
- [7] 孙文浩. 高铁网络抑制城市创新驱动发展——来自 FDI 的“逆城市化”解释[J]. 工业技术经济, 2021(1): 85-94.
- [8] 马光荣, 程小萌, 杨恩艳. 交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究[J]. 中国工业经济, 2020(6): 5-23.
- [9] 方行明, 鲁玉秀, 魏静. 中欧班列开通对中国城市贸易开放度的影响——基于“一带一路”建设的视角[J]. 国际经贸探索, 2020(2): 39-55.
- [10] 周学仁, 张越. 国际运输通道与中国进出口增长——来自中欧班列的证据[J]. 管理世界, 2021(4): 52-63+97.
- [11] 刘慧, 顾伟男, 刘卫东, 等. 中欧班列对企业生产组织方式的影响——以 TCL 波兰工厂为例[J]. 地理学报, 2020(6): 1159-1169.
- [12] ALLEN T, ARKOLAKIS C. Trade and the topography of the spatial economy [J]. The quarterly journal of economics, 2014, 129(3): 1085-1140.
- [13] 郭卫军, 黄繁华. 东道国外商投资壁垒与中国对外直接投资[J]. 世界经济研究, 2020(5): 85-97.
- [14] 赵静, 黄敬昌, 刘峰. 高铁开通与股价崩盘风险[J]. 管理世界, 2018(1): 157-168.
- [15] GLAZERMAN S, LEVY D M, MYERS D. Nonexperimental versus experimental estimates of earnings impacts [J]. Annals of the American academy of political and social science, 2003, 589(1): 63-93.
- [16] HECKMAN G J, OPDAM E M. Erratum: Yang's system of particles and Hecke algebras [J]. Annals of mathematics, 1997, 146(3): 749-750.
- [17] 李秀珍, 唐海燕. 环境规制新要求下中国工业部门对外经济政策研究——来自外商投资和贸易开放的经验证据

- [J]. 世界经济研究 2016(5):125-133.
- [18]刘兴华. 外商投资与城乡收入差距——基于空间效应视角的分析[J]. 江西财经大学学报 2021(1):16-28.
- [19]World Bank. World development report 1994: infrastructure for development [M]. New York: Oxford University Press, 1994.
- [20]GENTZKOW M A. Television and voter turnout[J]. Quarterly journal of economics, 2006, 121(3): 931-972.
- [21]WANG J. The economic impact of special economic zones: evidence from Chinese municipalities [J]. Journal of development economics, 2013, 101(1): 133-147.
- [22]REDDING S, VENABLES A J. Economic geography and international inequality [J]. Journal of international economics, 2004, 62(1): 53-82.
- [23]曹策, 王真. 房价收入比促进了产业升级吗? [J]. 南京审计大学学报 2020(2):102-111.
- [24]BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States [J]. The journal of finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [25]XU M Z. Riding on the new silk road: quantifying the welfare gains from high-speed railways [Z]. Virginia: University of Virginia, 2017.
- [26]FERRARA A, SALVATI L, SATERIANO A, et al. Performance evaluation and cost assessment of a key indicator system to monitor desertification vulnerability [J]. Ecological indicators, 2012, 23(1): 123-129.
- [27]卢盛峰, 董如玉, 叶初升. “一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据 [J]. 中国工业经济 2021(3):80-98.
- [28]范子英, 彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角 [J]. 经济研究 2017(2):82-95.
- [29]王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2021) [M]. 北京: 社会科学文献出版社 2021.
- (责任编辑: 王顺善; 英文校对: 葛秋颖)

Does China Railway Express Promote FDI in Cities? An Evidence from Prefecture-level Cities in China

LIU Xinghua¹, YI Yang²

(1. Financial School, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China;

2. Economic School, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

Abstract: Based on the expansion of the C-D function, using the panel data of 285 prefecture-level cities from 2005 to 2018 in China, the PSM-DID method is used to empirically test the impact of China Railway Express on foreign investment and its transmission mechanism. The results show that the opening of the CR-express has significantly increased foreign investment, and the conclusion is still valid after the placebo test, the instrumental variable test, and the consideration of policy interference in the same period. The impact of the CR-express has significant geographic and economic heterogeneity, and the impact on western regions and second-tier cities is stronger. The CR-express play an important role in industrial structure and economic development in inland areas. It affects FDI through the degree of opening up and the investment environment, which is manifested in promoting industrial agglomeration in areas along the route, reducing information asymmetry in investment, and enhancing the attractiveness of foreign investment. Regions along the route should seize the opportunity of the opening of CR-express, give full play to the radiating role of CR-express in shortening the “information distance”, save investment costs, enhance industrial agglomeration, make up for the defects of their factor endowments, and share economic development dividends.

Key words: China Railway Express; PSM-DID; instrumental variables; FDI