

# FDI 的基础设施偏好与城市经济增长： 来自中国东部沿海 3 大都市带的证据

胡晨光<sup>1</sup>, 厉英珍<sup>1</sup>, 张迪<sup>1</sup>, 薄文广<sup>2</sup>

(1. 浙江工业大学经济学院, 浙江 杭州 310023; 2. 南开大学经济学院, 天津 300071)

**摘要:** 本文通过理论和计量分析, 以中国东部沿海环渤海、长三角和华南 3 大都市带 FDI 对城市基础设施存量的总体偏好和结构性偏好为例, 探究城市基础设施通过影响 FDI 从而影响城市经济增长的机制。研究发现: (1) FDI 是否存在对城市基础设施总体存量的偏好或结构性偏好, 取决于相应基础设施存量是否跨越了 FDI 对基础设施偏好的最低门槛和“饱和”门槛; (2) 受城市是否存在能激发 FDI 对经济增长正向溢出因素的影响, FDI 存在对城市基础设施的偏好, 却不必然存在基础设施通过吸引 FDI 促进城市经济增长的机制; (3) 城市基础设施调节 FDI 对城市经济增长的影响, 不仅取决于 FDI 影响城市经济增长的主效应, 而且取决于基础设施改善对 FDI 投资区域要素资源配置效率的影响。研究结论对中国当前全面提高对外开放水平的政策实践具有重要理论借鉴与决策参考作用。

**关键词:** FDI; 大都市带; 基础设施偏好; 城市经济增长

**中图分类号:** F061.5      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1005-0566(2023)07-0089-13

## Infrastructure preference of FDI and the economic growth of cities: Evidence from three major metropolitan belts along the eastern coast of China

HU Chengguang<sup>1</sup>, LI Yingzhen<sup>1</sup>, ZHANG Di<sup>1</sup>, BO Wenguang<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Zhejiang University of Technology, Hangzhou 310023, China;

2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

**Abstract:** This paper studies the mechanism of how urban infrastructure affects urban economic growth through FDI by theoretical and econometric analysis, based on overall and structural preferences of FDI for urban infrastructure stock in the three metropolitan belts along the eastern coast of China, the Bohai Rim, the Yangtze River Delta and South China. It is found that: (1) Whether FDI has a preference or structural preference for the overall stock of urban infrastructure depends on whether the corresponding stock of infrastructure crosses the minimum threshold and the “saturation” threshold of FDI’s preference for infrastructure; (2) FDI has a preference for urban infrastructure, but there is not necessarily a mechanism for infrastructure to promote urban economic growth by attracting FDI, which is influenced by whether there are factors that can stimulate the positive spillover of FDI on economic growth; (3) Urban infrastructure moderates the impact of FDI on urban economic growth depends not only on the growth effect of FDI, but also on the

收稿日期: 2022-11-23      修回日期: 2023-05-18

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(18ZDA067); 浙江省软科学基金重点项目(2022C25031)。

作者简介: 胡晨光(1973—), 男, 江西南昌人, 经济学博士, 浙江工业大学健行特聘教授、博士生导师, 研究方向为区域与城市经济、世界经济。通信作者: 薄文广。

impact of infrastructure improvement on the allocation efficiency of factor resources in FDI investment areas. The conclusion of the study has important theoretical reference and decision-making reference for China's current policy practice of improving the level of opening up in an all-round way.

**Key words:** FDI; metropolitan belt; preference for infrastructure; the economic growth of cities

对于投资东道国而言,国际直接投资(FDI)常能缓解投资约束,增加就业,促进经济增长,因而不少国家都特别重视采取政策措施引进国际资本。习近平总书记在党的“二十大”会议上强调,推进高水平对外开放,要提升贸易投资合作质量和水平<sup>[1]</sup>。鉴于 FDI 对经济增长的重要作用,各国都重视运用各种政策手段吸引利用 FDI 发展经济。在东道国吸引 FDI 的影响因素中,基础设施建设水平无疑被看成吸引 FDI 的重要因素<sup>[2]</sup>。然而,基础设施存量越高的地区是否一定会吸引更多 FDI? 已有文献对 FDI 基础设施偏好的研究,还缺乏共识<sup>[3]</sup>。世界银行将基础设施分为经济性和社会性基础设施两类,如果说基础设施存量水平越高越有利于吸引 FDI,那么是经济性、社会性所有类型基础设施存量越高越有利于吸引 FDI,还是只有某类型基础设施存量水平提高有助于吸引 FDI?

如果 FDI 存在对基础设施存量水平的偏好,那么被吸引的 FDI 是否一定能促进投资区域经济增长? 尽管已有文献对经济性基础设施建设影响 FDI 投资偏好的研究为数众多,但对区域基础设施建设是否存在通过影响 FDI 从而影响区域经济增长的机制,还缺乏相应研究。因研究样本不同,有研究分别以西班牙和中国地区为例研究发现 FDI 能促进经济增长<sup>[4-5]</sup>,还有研究以亚洲、拉丁美洲等多国或委内瑞拉数据为例研究发现 FDI 通过负向技术溢出抑制 TFP 增长或对企业产出的溢出作用不显著<sup>[6-7]</sup>。显然,基础设施吸引 FDI 能否促进经济增长可能因研究样本的经济发展环境不同而有不同结果。FDI 投资区域或东道国的基础设施天然构成影响 FDI 增长绩效的环境因素,考察基础设施通过吸引 FDI 影响投资区域经济增长的机制,有必要探究投资区域环境因素和基础设施差异对 FDI 增长绩效的影响,这可以帮助政府更

好地理解基础设施和 FDI 在经济发展中的作用。

中国东部沿海环渤海(京津冀、辽宁、山东)、长三角(沪苏浙)、华南(广东、福建)3 大都市带是中国参与国际经济竞争的核心区域<sup>[8]</sup>,与内陆省区相比,其具有相对更为丰裕的基础设施<sup>[9]</sup>。相关研究表明,改革开放以来直至中国加入 WTO 之前,中国东部沿海地区的经济性基础设施在吸引 FDI 方面起了重要作用<sup>[10-11]</sup>,不仅如此,FDI 还通过正向技术溢出促进了沿海地区经济增长<sup>[5,12]</sup>。然而,已有文献对中国 FDI 基础设施偏好的研究,多聚焦于经济性基础设施,缺乏对社会性基础设施和基础设施总体的关注;对中国东部沿海地区 FDI 促进经济增长效应的研究要么时间跨度为中国加入 WTO 之前,要么没有按地理位置的邻近性、文化习俗的相近性和经济空间联系的密切性将东部沿海地区区分为 3 大都市带考察 FDI 区域增长效应的异质性。因而,上述有关中国沿海 FDI 投资偏好和增长效应的研究结论,不仅可能与中国 FDI 基础设施偏好的实际情况不相符,而且可能与加入 WTO 之后 FDI 增长效应的实际情况不一致,不能真实反映 3 大都市带 FDI 增长效应的区域特征。

2001 年加入 WTO 之后,中国对外开放进入了新的发展阶段。根据 Wind 数据库和《中国统计年鉴》相关数据测算可知,中国在 2003—2016 年间多年吸引外资金额以占全球 7% 以上的比例落后于美国 9% 以上的比例位列全球第二<sup>①</sup>;加入 WTO 之后,2003—2016 年每年流入中国的 FDI 中 58% 以上流入了沿海 3 大都市带。3 大都市带以 FDI 流入为核心驱动力,融入全球化的程度在不断加深。

城市是重要的空间单位,随着 3 大都市带对全球化的深度融入和这个地区基础设施建设的持续推进,FDI 对 3 大都市带城市不同类型基础设施存

① 本文所涉中国数据专指中国不含港澳台地区的整体数据。

量水平的继续提升是否存在总体或结构性偏好, FDI 进入对投资城市经济增长是否具有正向技术溢出效应, FDI 的基础设施偏好和增长效应是否存在地域差异, 城市基础设施的存量变化是否对 FDI 的增长效应具有不同调节影响? 对上述问题从理论与实证层面进行探索, 无疑有助于深入认识基础设施和 FDI 在中国东部沿海 3 大都市带经济发展中的作用, 更好地为落实习近平总书记及中央提出的“提升贸易投资合作质量和水平”的决策部署, 全面提高中国对外开放水平的政策实践提供建设性思路和决策参考。

本文以中国加入 WTO 之后其东部沿海环渤海、长三角、华南 3 大都市带地级以上城市 2003—2016 年间经济发展的实践为研究样本, 探究 FDI 对城市基础设施总体存量和结构性存量的偏好, 以及基础设施通过吸引 FDI 影响城市经济增长的相关机制。与已有文献相比, 本文的贡献主要有: ①不同于从公路、通信等子类经济性基础设施运营维度探讨 FDI 对基础设施投资偏好的研究, 本文从投资存量维度参照世界银行定义将基础设施分为经济性和社会性两类基础设施, 并将两者进行加总, 从总体和结构层面对 FDI 的基础设施偏好进行研究, 拓展了 FDI 对基础设施偏好的理论内涵; ②在借鉴国际直接投资理论、全球价值链理论等理论基础上, 对城市基础设施通过吸引 FDI 影响城市经济增长及其通过调节 FDI 影响城市经济增长的机制进行分析, 探索 FDI 对投资区域经济增长效应影响差异的驱动因素, 丰富了区域经济与国际经济的理论文献; ③通过探究中国加入 WTO 之后 3 大都市带 FDI 对城市基础设施总体存量和结构性存量的偏好, 以及基础设施通过吸引 FDI 影响城市经济增长的机制, 为中国全面提高对外开放水平的政策实践提供了对策性思路与理论借鉴。

## 一、理论分析与研究假说

### (一) FDI 的基础设施偏好

FDI 存在基础设施偏好的原因主要有以下方面: ①稳定投资预期。良好的基础设施有利于避免投资区域基础设施建设数量和质量不符合投资

需求而产生的投资风险。Wheeler 等<sup>[13]</sup>研究提出相对发达国家, 发展中国家交通、通信和能源等经济性基础设施质量的改善对于吸引 FDI 更为重要。②降低投资和运营成本。Khadaroo 等<sup>[14]</sup>研究提出交通经济性基础设施数量和质量的改善可以降低私人生产成本, 因而可以补贴外国投资者的总投资成本, 提高 FDI 的回报率和生产率, 吸引 FDI。

虽然不少文献发现经济性基础设施的改善能显著促进 FDI, 但有研究对此持不同意见。Asiedu<sup>[15]</sup>研究认为, 经济性基础设施与自然资源导向性产业的 FDI 不太相关。另有研究认为, 如果东道国基础设施低于某一门槛, 给跨国公司带来的生产成本节约低于某一阈值, FDI 对基础设施就不敏感; 只有东道国基础设施高于这一门槛, 带来较大的成本节约, 才能吸引 FDI<sup>[3,16]</sup>。Chakrabarti 等<sup>[3]</sup>以印度为例的实证研究表明印度经济性基础设施在门槛以下对 FDI 缺乏吸引作用。吴先华等<sup>[17]</sup>研究发现 FDI 的流入与制度变化有着显著的双向引致关系, 而经济性基础设施对 FDI 缺乏影响。

已有文献关于 FDI 对经济性基础设施偏好的研究较为丰富, 而对社会性基础设施偏好的研究则相对缺乏。胡晨光等<sup>[8]</sup>研究提出适应大都市带城市经济发展需求的文化教育、医疗保健等社会性基础设施存量增加, 有利于提升劳动者人力资本。城市人力资本的提升显然有利于提升 FDI 的生产效率, 这将增加城市对 FDI 区位选择的吸引力。

然而, FDI 是否存在投资的基础设施偏好, 不能一概而论, 需要综合考虑 FDI 的投资动机以及区域基础设施建设情况。如果 FDI 属于资源获取型行业, 即便在投资区域缺乏电力供应, FDI 通过私人投资发电也会在投资区域进行相关投资<sup>[15]</sup>。已有文献没有解释一些地区基础设施跨越了 FDI 偏好的最低门槛后, FDI 为什么对基础设施仍然会缺乏投资偏好。本文认为, 这可能和 FDI 对基础设施投资需求具有一定“饱和”门槛有关: 基础设施存量到达一定水平后, 其不再是 FDI 区位选择的考虑因素。崔岩等<sup>[18]</sup>以 34 个“一带一路”国家为例研究发现经济性基础设施质量跨越一定门槛

后,其对 FDI 的吸引作用会下降,这意味着区域可能存在经济性基础设施吸引 FDI 的“饱和”门槛,即区域人均经济性基础设施存量超越一定门槛值后,经济性基础设施投资进一步增加,对 FDI 而言缺乏吸引力。

综上分析,如果不考虑资源获取型行业,FDI 是否存在对投资区域基础设施总体或经济性、社会性基础设施存量的偏好,取决于区域相应基础设施存量是否跨越了 FDI 对其存量偏好的最低门槛和“饱和”门槛。如果 FDI 对基础设施存量偏好跨越了最低门槛,但没有跨越“饱和”门槛,区域基础设施投资引起的存量增加将吸引 FDI 流入,促进区域 FDI 存量增加。根据本文研究数据,2003—2016 年,中国东部沿海环渤海、长三角、华南 3 大都市带城市均值水平上人均实际基础设施存量分别维持了年均 19.13%、10.60%、16.65% 的高速增长。因而,如果 FDI 对 3 大都市带城市人均基础设施存量的偏好没有跨越“饱和”门槛,我们可以预期假说 1。

假说 1:城市基础设施存量增加将吸引 FDI 流入,促进 FDI 存量提升。

## (二) FDI 的增长效应

FDI 既有促进经济增长的方面,又有抑制经济增长的方面。其促进机制包括以下方面:①挤入效应。FDI 带来的大量资金,缓解了东道国发展的资金短缺,同时通过生产上的互补性和技术溢出刺激东道国国内企业扩张,产生挤入效应<sup>[19]</sup>。②FDI 正向技术溢出效应,包括示范学习效应<sup>[20-22]</sup>、人力资本流动效应<sup>[22-23]</sup>、竞争效应<sup>[20,24]</sup>和联系效应<sup>[25-26]</sup>。这些效应通过技术转移、模仿、要素流动、市场竞争、产业联系等促进知识外溢。FDI 通过市场势力,抑制经济增长的机制包括以下方面:①采取高进低出转移价格方式侵占利润、弱化投资联系、恶化东道主国际收支<sup>[27-28]</sup>。②挤出当地企业投资,降低当地生产效率<sup>[6-7]</sup>。③抢夺东道主企业人才和稀缺资源,通过价值链俘获方式抑制东道主企业发展<sup>[5,29-30]</sup>。

不同投资区域 FDI 对经济增长的作用截然不同,显然和投资区域是否存在能够激发 FDI 对经

济增长促进或抑制作用的因素有关。如果投资区域存在能够助推其充分吸收 FDI 正向技术溢出而抑制其转移价格、挤出投资或“价值链俘获”的因素,FDI 就能促进经济增长,否则未必能促进增长。已有文献表明,FDI 投资区域的企业所有制结构,产业价值链和产业链分工水平,以及人力资本水平是影响 FDI 技术溢出的重要因素<sup>[19,31-33]</sup>。根据已有文献的分析,城市是否存在基础设施总体或经济性、社会性基础设施通过吸引 FDI 促进经济增长的机制,不仅取决于 FDI 对城市相应基础设施存量变化是否存在偏好,还取决于城市在企业所有制构成,产业价值链和产业链分工以及技术吸收能力方面是否存在能够助推 FDI 正向技术溢出的影响因素。如果城市存在助推 FDI 正向技术溢出的因素,FDI 存量增加对城市经济增长具有促进作用,那么城市相应基础设施存量增加通过 FDI 的投资偏好引致的 FDI 存量提升就会促进城市经济增长。

加入 WTO 之前,中国沿海 3 大都市带地区 FDI 对区域经济增长具有显著正向技术溢出作用<sup>[5,12]</sup>。据本文研究测算,加入 WTO 之后的 2003—2016 年间,环渤海、长三角、华南 3 大都市带城市均值水平上人均实际 GDP 分别维持了年均 10.24%、9.80%、9.98% 的高速增长。这表明 3 大都市带城市是中国国内极富经济活力的区域,其对全球化的深度融入和人均实际 FDI 存量的增加可能不存在对城市经济增长的抑制作用,相反可能延续加入 WTO 之前的正向技术溢出,促进城市经济增长。为此,结合假说 1,可以提出假说 2.1、假说 2.2。

假说 2.1:城市 FDI 存量增加对城市经济增长具有促进作用。

假说 2.2:城市基础设施存量增加引致的 FDI 存量增加对城市经济增长具有促进作用。

## (三) 基础设施对 FDI 增长效应的异质性影响机制

本文城市基础设施总体或经济性、社会性基础设施存量变化对 FDI 增长效应的异质性影响机制包括线性调节机制和门槛调节机制。一般而

言,如果城市基础设施存量变化不存在很强线性调节 FDI 存量影响城市经济增长的机制,则可能存在门槛调节 FDI 存量影响城市经济增长的机制。

基础设施存量变化调节 FDI 影响城市经济增长的渠道主要通过城市基础设施建设给 FDI 生产经营所提供的金钱外部性和技术外部性产生。基础设施建成后为城市 FDI 带来的成本节约构成金钱外部性,带来的技术外溢构成技术外部性。有研究通过构建面板数据“门槛模型”,从公路、铁路等经济性基础设施的运营层面证实了区域基础设施对 FDI 的技术外溢具有正向门槛调节作用<sup>[34-35]</sup>。也有研究通过构建多因素面板数据平滑转换模型,从公路、铁路等经济性基础设施的运营层面研究发现,非线性函数形式上不存在基础设施对 FDI 技术溢出的影响<sup>[36]</sup>。显然,基础设施能否助推 FDI 正向技术外溢不能一概而论。基础设施存量增加通常可以改善基础设施的供给质量,降低 FDI 投资成本,提高投资回报。然而,无论是基础设施总体,还是经济性或者社会性基础设施存量的增加能否线性正向调节城市 FDI 的技术溢出,促进城市经济增长,并不取决于基础设施,主要取决于城市 FDI 是促进还是抑制城市经济增长。如果城市 FDI 通过转移价格、挤出国内投资或负向技术溢出等因素抑制城市经济增长,则基础设施提供的外部性可能强化 FDI 存量增加对城市经济增长的抑制作用。如果 FDI 通过资金互补效应、技术溢出效应、竞争效应等促进城市经济增长,则基础设施改善可能通过外部性助推 FDI 技术的正向溢出,促进城市经济增长。

尽管城市基础设施线性调节 FDI 对城市经济增长的影响主要取决于 FDI 对城市经济增长的影响,但基础设施存量增加除了助推 FDI 存量增加对城市经济增长产生的主效应外,还可能产生与主效应相反的力量。符合城市经济发展需求的基础设施总体或经济性、社会性基础设施存量增加,可能给城市国内资本的技术外溢带来积极影响,继而通过城市国内要素资源配置效率改善,抑制城市 FDI 的消极影响。此外,如果城市相应基础

设施投资过度或基础设施投资结构与城市经济发展需求不匹配,可能会导致基础设施存量增加对 FDI 增长效应缺乏调节作用。

如果城市 FDI 存量增加促进城市经济增长,且相对城市经济发展需求,不存在基础设施投资过度或投资结构不匹配,则城市基础设施存量越高,FDI 存量增加对城市经济增长的促进作用越强。中国城市基础设施投资多为政府根据经济发展需求而进行的公共投资,通常有助于缓解基础设施短缺,促进经济发展。2003—2016 年间 3 大都市带城市均值水平上的人均基础设施存量均维持了 10% 以上的高速增长,这应该是地方政府服务当地经济发展需求进行公共投资的结果。结合假说 2.1,可以提出 3 大都市带城市基础设施线性调节 FDI 增长绩效的假说 3。

假说 3:城市基础设施存量越高,FDI 存量增加对城市经济增长的促进作用越强。

如果城市存在基础设施对 FDI 增长效应的门槛调节机制,这一异质性调节机制对城市经济增长的影响同样受制于 FDI 存量增加对城市经济增长主效应以及基础设施对 FDI 增长绩效的调节影响。如果 3 大都市带城市 FDI 存量增加促进城市经济增长,基础设施存量增加通过门槛调节给 FDI 发展环境带来的外部性改善将放大 FDI 存量增加促进城市经济增长的主效应。我们可以期望假说 4。

假说 4:城市基础设施存量存在调节 FDI 增长效应的门槛值,具有门槛水平以上基础设施存量的城市,FDI 存量增加对城市经济增长具有更强的促进效应。

## 二、研究设计

### (一)数据来源、变量说明与统计描述

#### 1. 数据来源

本文以中国环渤海、长三角、华南 3 大都市带 99 个地级以上城市相关数据为观测值对所提理论假说进行实证研究。中国基础设施投资统计 2003 年开始使用新的行业分类标准,因而本文所使用样本数据时间跨度为 2003—2016 年。研究样本中测算基础设施存量所用投资流量数据来源于 3 大

都市带地级以上城市统计年鉴,常住人口、国内生产总值、国内生产总值指数、实际利用外商直接投资、产业结构等数据来源于《中国区域统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及相关省、市统计年鉴中的原始数据或由原始数据处理后的数据。在计算基础设施存量 and 外商直接投资存量时,由于缺乏直辖市之外城市的固定资产投资价格指数,本文对此采用《中国统计年鉴》中各城市所属省份固定资产投资价格指数代替。

2. 变量说明与统计描述

(1) 核心变量

本文用各城市人均实际 GDP 来测度城市经济增长,以 2003 年为基期根据各市 GDP 指数计算实际 GDP,然后用实际 GDP 除以各城市常住人口得到各城市人均实际 GDP,用  $y$  表示。在人均实际基础设施存量测度方面,参照世界银行对基础设施的定义,按胡晨光等<sup>[8]</sup>测算基础设施存量的方法,将电力、燃气、水的生产和供应,交通运输、仓储和邮政,信息传输、计算机服务和软件,水利、环境和公共设施管理等行业固定资产投资划为经济性基础设施投资,将教育、卫生、社会保障和社会福利,文化、体育、娱乐等行业固定资产投资划为社会性基础设施投资,利用永续盘存法计算各城市经济性和社会性基础设施存量,并在此基础上加总计算各城市基础设施存量,按常住人口计算相应人均基础设施存量,用  $inf$  表示(经济性、社会性基础设施存量分别用  $einf$ 、 $sinf$  表示)。人均实际 FDI 存量用  $fdi$  表示,采用与胡晨光等<sup>[8]</sup>同样的研究方法进行测度。实际人均 GDP、相应基础设施存量、人均实际 FDI 存量测度单位为元/人。

(2) 控制变量

本文引入人均非基础设施资本存量、常住人口规模和产业结构作为控制变量,分别用  $k$ 、 $pop$ 、 $ind$  表示。人均非基础设施资本用各城市固定资产投资剔除基础设施投资和 FDI 之后的其他投资流量数据,根据永续盘存法,按胡晨光等<sup>[8]</sup>计算人均非基础设施资本存量同样的方法以 2003 年为基期进行计算。产业结构用各市第三产业增加值与第二产业增加值比值测度。人均非基础设施资本

存量测度单位为元/人,常住人口测度单位为万人。

(3) 描述性统计

表 1 报告了以 2003 年为基期的 3 大都市带城市人均 GDP、人均基础设施存量、人均 FDI 存量等核心变量的统计描述值。人均 GDP 均值长三角大幅领先,环渤海相较于华南有一定程度领先。人均城市基础设施总体存量均值同样是长三角大幅领先,之后依次是华南和环渤海。3 大都市带城市人均经济性基础设施存量均值大小排序和人均基础设施总体存量均值排序一致,而在城市人均社会性基础设施存量均值方面,长三角继续领先,之后依次是环渤海和华南。在城市人均 FDI 存量均值方面,长三角依旧领先一定幅度,而后依次是华南和环渤海。3 大都市带城市人均 GDP、人均经济性、社会性基础设施以及基础设施总体存量变异系数,环渤海最大,华南次之,长三角最小。除人均实际 FDI 存量外,相关变量变异系数华南领先长三角 0.1 以上,而环渤海又领先华南约 0.03 ~ 0.16。人均实际 FDI 存量变异系数方面,长三角和华南相差不大,但环渤海领先长三角和华南 0.63 以上。描述性统计结果表明,无论是从人均 GDP 反映的经济发展阶段考察,还是从影响经济发展环境的基础设施的空间分布方面考察,3 大都市带城市之间长三角发展相对均衡,环渤海发展相对最为失衡。

表 1 核心变量的统计描述

| 地区  | 变量   | $y$         | $inf$       | $einf$      | $sinf$     | $fdi$       |
|-----|------|-------------|-------------|-------------|------------|-------------|
| 环渤海 | 均值   | 34 457.560  | 17 725.970  | 14 912.570  | 2 813.401  | 8 939.425   |
|     | 标准差  | 2 3613.190  | 17 722.460  | 15 418.500  | 2 903.544  | 16 634.990  |
|     | 变异系数 | 0.685       | 1.000       | 1.034       | 1.032      | 1.861       |
|     | 最大值  | 156 711.900 | 113 211.900 | 102 817.000 | 17 716.180 | 122 585.400 |
|     | 最小值  | 3 557.545   | 699.096     | 471.282     | 9.680      | 102.952     |
| 长三角 | 均值   | 40 788.760  | 26 833.910  | 23 829.620  | 3 004.295  | 12 640.620  |
|     | 标准差  | 22 375.790  | 18 852.600  | 17 129.670  | 2 181.178  | 15 516.010  |
|     | 变异系数 | 0.549       | 0.703       | 0.719       | 0.726      | 1.227       |
|     | 最大值  | 124 268.600 | 162 839.900 | 151 301.400 | 11 538.430 | 114 523.600 |
|     | 最小值  | 5 593.333   | 2 322.144   | 2 260.165   | 61.979     | 65.183      |
| 华南  | 均值   | 33 114.180  | 19 574.020  | 17 171.570  | 2 402.450  | 11 803.330  |
|     | 标准差  | 21 614.845  | 16 865.640  | 14 972.100  | 2 245.250  | 12 147.250  |
|     | 变异系数 | 0.653       | 0.862       | 0.872       | 0.935      | 1.029       |
|     | 最大值  | 112 644.400 | 91 858.990  | 81 320.510  | 10 538.480 | 64 272.840  |
|     | 最小值  | 5 309.066   | 982.709     | 814.481     | 29.370     | 269.639     |

(二) 计量模型与估计方法

1. 计量模型

本文通过构建模型(1) ~ 模型(5),以中国环渤海、长三角和华南 3 大都市带城市为例,实证研

究基础设施通过 FDI 影响城市经济增长的机制。模型(1)用于验证假说 1,模型(3)和模型(2)在模型(1)基础上验证假说 2.1、假说 2.2,模型(4)、模型(5)在模型(3)的基础上分别验证假说 3 和假说 4。模型中  $\ln$  表示对变量取自然对数,模型(1)~模型(5)中  $y_{it}$  为人均实际 GDP,  $fdi_{it}$  为人均实际 FDI 存量,  $inf_{it}$  为人均实际基础设施存量,后文研究分类型基础设施影响时,根据需要用  $ein f_{it}$  (人均实际经济性基础设施存量)、 $sin f_{it}$  (人均实际社会性基础设施存量)对  $inf_{it}$  进行替换,  $I\{\cdot\}$  为指示函数。 $X_{it}$  为控制变量向量矩阵,  $\mu_i$  为个体固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

$$\ln fdi_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln inf_{it} + X_{it} \alpha + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln inf_{it} + X_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln y_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln fdi_{it} + \delta_2 \ln inf_{it} + X_{it} \delta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln y_{it} = \rho_0 + \rho_1 \ln fdi_{it} + \rho_2 \ln inf_{it} + \rho_3 \ln fdi_{it} \times \ln inf_{it} + X_{it} \rho + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln y_{it} = \vartheta_0 + \vartheta_1 \ln inf_{it} + \vartheta_2 \ln fdi_{it} \times I\{\ln inf_{it} \leq \varphi_1\} + \vartheta_3 \ln fdi_{it} \times I\{\varphi_1 < \ln inf_{it} \leq \varphi_2\} + \cdots + \vartheta_{n+1} \ln fdi_{it} \times I\{\varphi_n < \ln inf_{it}\} + X_{it} \vartheta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

## 2. 估计方法的确定

本文根据个体效应和 Hausman 辅助回归检验结果采用固定效应模型对上述 3 大都市带的城市数据进行计量回归<sup>②</sup>。为避免模型可能存在的内生性,本文对核心解释变量进行了内生性检验。在内生性、自相关和异方差检验基础上,本文借鉴 Wintoki 等<sup>[39]</sup>的研究引入解释变量和相关控制变量的滞后项作为工具变量,采用 GMM 和聚类稳健标准误估计方法处理回归中存在的内生性、异方差和自相关问题。对不存在内生性的模型,由于同时存在异方差、截面相关、自相关问题,本文采用 Driscoll 等<sup>[40]</sup>提出的稳健标准误回归方法处理上述问题。为更好理解调节效应模型的主

效应,本文对模型中的交互变量中心化后再进行交互。为保证门槛模型估计结果的一致性,研究采取自助法和聚类稳健标准误对门槛模型进行回归。

## 三、FDI 的传导机制

### (一) FDI 的基础设施偏好

表 2 报告了中国环渤海、长三角和华南 3 大都市带城市 FDI 的基础设施偏好:从 FDI 对基础设施总体存量的偏好考察,假说 1 只在环渤海的回归研究中得到实证支持;从 FDI 对基础设施存量的结构性偏好考察,假说 1 仅在 3 大都市带的社会性基础设施和环渤海的经济性基础设施层面得到实证支持。

表 1 数据表明,长三角城市以 2003 年为基期的人均经济性基础设施存量均值水平达 23 829.62 元,领先华南城市超 6 000 元,而华南又领先环渤海城市超 2 000 元。显然,长三角和华南城市相对过高的人均经济性基础设施存量水平已超出 FDI 对其提出的发展需求,这导致两地城市 FDI 不再存在对城市经济性基础设施的投资偏好。3 大都市带城市人均社会性基础设施存量均值相差不大,且相较于人均经济性基础设施其存量水平较低,这应是其 FDI 投资对社会性基础设施存量增加具有投资偏好的重要原因。

回归结果表明,城市基础设施总体存量相对于 FDI 的基础设施偏好是否过于“饱和”,由 FDI 对基础设施结构性偏好的加总影响所决定。FDI 对长三角和华南城市人均基础设施总体存量增加不存在投资偏好,原因在于 FDI 对城市人均经济性基础设施存量增加缺乏投资偏好;而环渤海相对长三角和华南较低的人均经济性基础设施存量水平,则是 FDI 对其经济性和社会基础设施存量加总后的总体具有投资偏好的重要原因。

② Wooldridge<sup>[37]</sup>的提出如果不能把观测值作为基于总体的随机抽样,应选择固定效应模型。本文 3 大都市带面板数据构成各自的有限统计总体,回归应选择固定效应。此外,由于面板个体解释变量为时间序列数据,控制时间固定效应将引起一定程度共线性,故与张成思等<sup>[38]</sup>研究类似,本文面板数据模型仅控制个体固定效应。

表 2 FDI 的基础设施偏好

| 地区                 | 环渤海                  |                      |                      | 长三角                 |                     |                     | 华南               |                  |                      |
|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------|------------------|----------------------|
| 变量                 | lnfdi                | lnfdi                | lnfdi                | lnfdi               | lnfdi               | lnfdi               | lnfdi            | lnfdi            | lnfdi                |
| lninf              | 0.884 ***<br>(0.116) | —                    | —                    | 0.099<br>(0.126)    | —                   | —                   | 0.013<br>(0.020) | —                | —                    |
| lneinf             | —                    | 0.884 ***<br>(0.114) | —                    | —                   | 0.059<br>(0.121)    | —                   | —                | 0.000<br>(0.018) | —                    |
| lnsinf             | —                    | —                    | 0.909 ***<br>(0.161) | —                   | —                   | 0.036 **<br>(0.147) | —                | —                | 0.097 ***<br>(0.032) |
| Weak IV            | 234.84<br>(19.93)    | 505.91<br>(19.93)    | 20.55<br>(19.93)     | 1 648.01<br>(19.93) | 1 481.70<br>(19.93) | 58.87<br>(19.93)    | —                | —                | —                    |
| Hansen J statistic | 0.113                | 0.151                | 0.111                | 0.439               | 0.340               | 0.719               | —                | —                | —                    |
| Endogeneity test   | 0.000                | 0.000                | 0.000                | 0.012               | 0.001               | 0.037               | —                | —                | —                    |
| N                  | 484                  | 484                  | 484                  | 325                 | 325                 | 325                 | 420              | 420              | 420                  |
| R <sup>2</sup>     | 0.550                | 0.563                | 0.321                | 0.659               | 0.659               | 0.651               | 0.174            | 0.174            | 0.201                |

注：(1) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 时有统计学意义，本文  $R^2$  表示拟合优度， $N$  表示研究样本数量，“( )”内数字为稳健标准误；(2) Weak IV 用于检验弱工具变量，报告的是 Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 统计值，括号内是 Stock-Yogo 检验 10% 水平的临界值；(3) Hansen J statistic、Endogeneity test 报告的是  $p$  值；(4) 所有工具变量均以  $p$  值小于 0.01 通过了和内生变量的相关性检验；(5) 限于论文篇幅，未报告常数项和控制变量回归结果。下同。

(二) FDI 的传导影响

城市 FDI 构成基础设施存量促进城市经济增长传导变量的条件有两方面：一是存在 FDI 的基础设施偏好，二是 FDI 显著促进城市经济增长。这在根据模型(1)、模型(3)的实证研究中体现为：在模型(1)系数  $\alpha_1$  显著为正的基础上，模型(3)系数  $\delta_1$  显著为正。此时，模型(2)系数  $\beta_1$  必然显著为正。这是因为：模型(2)系数  $\beta_1$  反映城市基础设施对城市经济增长影响的总效应，模型(3)系数  $\delta_1$

和模型(1)系数  $\alpha_1$  的乘积反映基础设施通过 FDI 促进城市经济增长的传导效应；存在模型(3)的传导效应，必然存在模型(2)的总效应。在表 2 回归结果基础上，表 3 和表 4 回归结果表明：3 大都市带存在城市社会性基础设施通过 FDI 影响城市经济增长的传导机制，但由于环渤海和华南城市 FDI 存量增加对城市经济增长不具促进作用，假说 2.1 仅在长三角得到支持，而假说 2.2 仅在长三角社会性基础设施方面得到验证。

表 3 基础设施对城市经济增长的影响

| 地区                 | 环渤海                 |                     |                      | 长三角                  |                      |                      | 华南                   |                      |                      |
|--------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 变量                 | lny                 | lny                 | lny                  | lny                  | lny                  | lny                  | lny                  | lny                  | lny                  |
| lninf              | 0.040 *<br>(0.023)  | —                   | —                    | 0.166 ***<br>(0.030) | —                    | —                    | 0.166 ***<br>(0.027) | —                    | —                    |
| lneinf             | —                   | 0.039 *<br>(0.022)  | —                    | —                    | 0.156 ***<br>(0.028) | —                    | —                    | 0.151 ***<br>(0.027) | —                    |
| lnsinf             | —                   | —                   | 0.045 ***<br>(0.014) | —                    | —                    | 0.043 ***<br>(0.011) | —                    | —                    | 0.179 ***<br>(0.027) |
| Weak IV            | 1 105.24<br>(19.93) | 1 086.45<br>(19.93) | 332.68<br>(19.93)    | 1 648.01<br>(19.93)  | 1 948.67<br>(19.93)  | —                    | 1 173.56<br>(19.93)  | 1 083.33<br>(19.93)  | —                    |
| Hansen J statistic | 0.205               | 0.204               | 0.175                | 0.226                | 0.191                | —                    | 0.317                | 0.364                | —                    |
| Endogeneity test   | 0.011               | 0.062               | 0.071                | 0.008                | 0.009                | —                    | 0.001                | 0.004                | —                    |
| N                  | 572                 | 572                 | 528                  | 325                  | 325                  | 350                  | 390                  | 390                  | 420                  |
| R <sup>2</sup>     | 0.956               | 0.956               | 0.956                | 0.970                | 0.970                | 0.963                | 0.963                | 0.962                | 0.933                |

表 4 FDI 在基础设施影响城市经济增长中的传导作用

| 地区                 | 环渤海                   |                       |                       | 长三角                  |                      |                      | 华南                   |                      |                       |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 变量                 | lny                   | lny                   | lny                   | lny                  | lny                  | lny                  | lny                  | lny                  | lny                   |
| lnfdi              | -0.128 ***<br>(0.012) | -0.129 ***<br>(0.012) | -0.105 ***<br>(0.012) | 0.054 ***<br>(0.016) | 0.057 ***<br>(0.016) | 0.053 ***<br>(0.016) | -0.015<br>(0.033)    | -0.009<br>(0.034)    | -0.062 ***<br>(0.011) |
| lninf              | 0.115 ***<br>(0.018)  | —                     | —                     | 0.162 ***<br>(0.029) | —                    | —                    | 0.165 ***<br>(0.027) | —                    | —                     |
| lneinf             | —                     | 0.116 ***<br>(0.018)  | —                     | —                    | 0.156 ***<br>(0.028) | —                    | —                    | 0.150 ***<br>(0.027) | —                     |
| lnsinf             | —                     | —                     | 0.063 ***<br>(0.014)  | —                    | —                    | 0.041 **<br>(0.021)  | —                    | —                    | 0.185 ***<br>(0.026)  |
| Weak IV            | 780.29<br>(13.43)     | 768.57<br>(13.43)     | 514.50<br>(13.43)     | 1 047.81<br>(13.43)  | 1 240.58<br>(13.43)  | 1 198.28<br>(19.93)  | 1 162.20<br>(19.93)  | 1 077.46<br>(19.93)  | —                     |
| Hansen J statistic | 0.860                 | 0.747                 | 0.116                 | 0.276                | 0.243                | 0.310                | 0.352                | 0.382                | —                     |
| Endogeneity test   | 0.060                 | 0.047                 | 0.039                 | 0.077                | 0.071                | 0.015                | 0.001                | 0.004                | —                     |
| N                  | 572                   | 572                   | 572                   | 325                  | 325                  | 325                  | 390                  | 390                  | 420                   |
| R <sup>2</sup>     | 0.965                 | 0.965                 | 0.963                 | 0.971                | 0.971                | 0.967                | 0.963                | 0.962                | 0.933                 |

表4表明,在3大都市带城市FDI的增长效应中,环渤海城市FDI的增长效应显著为负,长三角城市显著为正。华南在控制城市人均基础设施总体、人均经济性基础设施的存量影响时,城市FDI无显著增长效应;在控制人均社会性基础设施的存量影响时,FDI增长效应显著为负。华南未控制城市人均社会性基础设施存量变化对城市经济增长影响时,FDI对城市经济增长影响不显著,这与其城市社会性基础设施存量对FDI的“遮掩效应”有关:引入社会性基础设施存量的回归结果表明,社会性基础设施的正向影响“遮掩”了FDI的负向影响<sup>③</sup>。

前文理论分析提出,FDI能否对城市经济增长起促进作用,与城市企业所有制结构、产业价值链和产业链分工水平,以及城市人力资本水平等因素有关,这些因素决定城市能否抑制FDI通过转移价格、挤出国内投资、价值链俘获等方式产生的负向增长溢出,并激发正向增长溢出。为更好地刻画3大都市带城市企业所有制结构、产业价值链和产业链分工水平,以及城市人力资本水平差异可能对城市吸收FDI技术溢出的影响,本文通过构建公式(6)测算3大都市带城市企业所有制结构、产业价值链和产业链分工水平以及人力资本水平指数。公式(6)中, $y$ 代表具体大都市带影响FDI技术溢出的指数; $i$ 代表大都市带不同城市; $t$ 代表不同年份; $j$ 代表大都市带城市数量; $x_i$ 根据研究需要特指用于城市企业所有制结构、产业价值链分工水平、产业链分工水平或人力资本水平测度的变量,分别用相应城市工业总产值国有经济占比,一般贸易出口占出口贸易总额比重,高新技术产品出口占出口贸易总额比重,每百万人口发明专利数表示。 $\beta_i$ 代表权重,用各城市人均GDP占大都市带所有城市人均GDP之和的比例表示<sup>④</sup>。

$$y_t = \sum_{i=1}^j \beta_{it} x_{it} \quad (6)$$

图1~图4报告了根据公式(6)计算的2003—2016年间3大都市带城市加权意义上的国有经济比重,产业价值链分工、产业链分工水平以及人力资本水平指数测度情况。环渤海历年城市国有经济比重最高,2007年之前长三角国有经济比重领先华南,之后落后于华南。尽管环渤海城市国有经济比重指数随着经济的发展有所降低,但2016年依然领先长三角和华南10%以上。国有经济比重较高不利于区域FDI技术的正向溢出<sup>[31,41]</sup>,因而环渤海城市相对过高的国有经济比重不利于促进FDI技术的正向溢出。环渤海城市产业价值链分工水平指数一度领先长三角和华南,但随着经济的发展,2009年以后3大都市带城市产业价值链分工水平指数就开始比较接近,相差不大。2003—2016年间,产业链分工水平指数长三角最高,领先环渤海6%~10%,华南次之,领先环渤海2%~6%。产业价值链分工水平和产业链分工水平越高,表明区域产业按照工艺升级—产品升级—功能升级—链的升级这一全球价值链升级路径参与国际分工的比较优势越高,越容易逃脱“价值链俘获”,促进FDI技术的正向溢出。长三角和华南城市显著领先环渤海城市的产业链分工水平显然有助于两大都市带更好地促进FDI技术正向溢出。环渤海城市人力资本水平指数2003年还处于3大都市带领先位置,但于2005年、2007年分别被长三角和华南超越之后,其人力资本水平就日益处于落后位置。FDI投资区域人力资本水平越高,越有利于FDI技术的正向溢出。因而,3大都市带城市FDI增长效应在长三角显著为正,环渤海显著为负,华南不显著或在控制人均社会性基础设施存量的影响后显著为负,是其国有经济比重、产业价值链分工水平、产业链分工水平、人力资本水平等因素综合作用的结果。

③ 本文另建了研究社会性基础设施“遮掩”效应的模型,回归结果支持本文判断。

④ 在测算产业价值链和产业链分工水平时,由于存在一些城市缺乏较多年份一般贸易和高新技术产品出口额数据的情况,因而本文在测算3大都市带城市产业价值链和产业链分工水平时用省区和直辖市层面数据替代。测算指数所用原始数据来源于研究样本相关省份及地级市的统计年鉴。

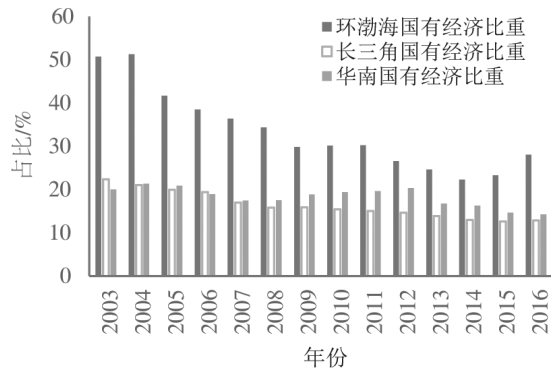


图1 国有经济比重比较

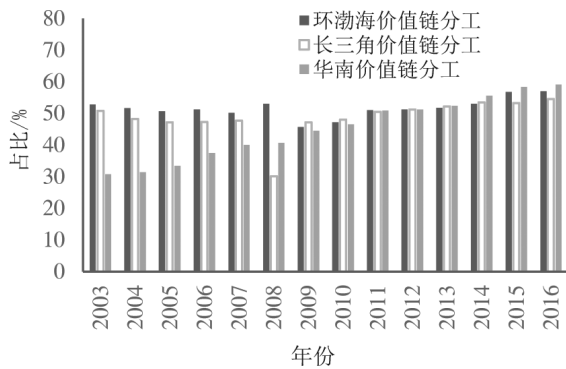


图2 价值链分工比较

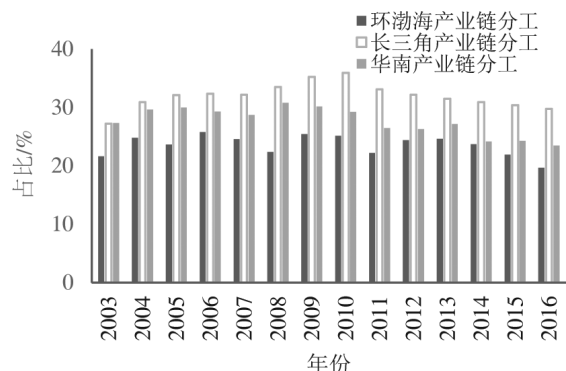


图3 产业链分工比较

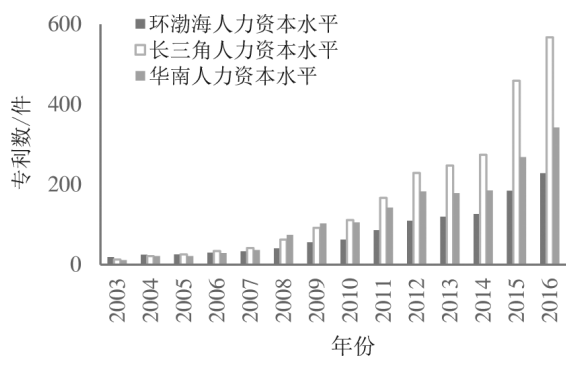


图4 人力资本水平比较

#### 四、基础设施的异质性影响

##### (一)基础设施对 FDI 的调节影响

表5 报告了3大都市带城市基础设施线性调节 FDI 影响城市经济增长的回归结果,假说3 仅在长三角社会性基础设施方面得到支持。在引入基础设施对 FDI 的调节效应后,环渤海城市基础设施存量增加,并未强化城市 FDI 显著为负的增长效应。这表明环渤海城市基础设施存量增加产生的外部性,对 FDI 投资城市国内资本的技术外溢具有积极影响;通过改善城市要素资源配置效率,抑制了 FDI 存量增加对城市经济增长的消极作用。长三角城市社会性基础设施存量越高,FDI 存量增加对城市经济增长促进作用越强,但基础设施总体及经济性基础设施正向调节 FDI 对城市经济增长的影响均不显著。长三角是3大都市带城市经济性基础设施和基础设施总体存量均值最高的区域,其城市在3大都市带远远领先的经济性基础设施存量水平,相对于城市 FDI 发展需求已经“饱和”,这应是其自身及基础设施总体对 FDI 技术溢出缺乏调节影响的因素。华南城市基础设施存量增加均负向调节 FDI 存量增加抑制城市经济增长。在引入经济性基础设施和基础设施总体存量对 FDI 存量的调节项之后,华南城市 FDI 存量增加对城市经济增长的影响均由表4 报告的负向不显著转变为负向显著。引入社会性基础设施存量对 FDI 存量的调节项之后,华南城市 FDI 存量增加对城市经济增长继续保持原来的抑制作用。华南城市经济性、社会性基础设施和基础设施总体存量增加负向调节 FDI 存量增加抑制城市经济增长,表明华南城市基础设施存量增加并没有改善城市国内资源要素配置效率,反而强化了城市 FDI 抑制城市经济增长的主效应。

上述分析表明,3大都市带城市基础设施调节 FDI 对城市经济增长的影响,存在基础设施存量增加改善投资环境从而激发 FDI 投资城市的国内要素资源配置活力、抑制 FDI 对城市经济增长消极作用的情况,也存在基础设施投资过度或资源错配对 FDI 技术溢出缺乏正向促进作用,或基础设施存量增加助推 FDI 主效应抑制城市经济增长的

表 5 基础设施存量调节 FDI 对城市经济增长的影响

| 地区                 | 环渤海                   |                       |                       | 长三角                  |                      |                      | 华南                    |                       |                       |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 变量                 | lny                   | lny                   | lny                   | lny                  | lny                  | lny                  | lny                   | lny                   | lny                   |
| lnfdi              | -0.124 ***<br>(0.012) | -0.125 ***<br>(0.012) | -0.106 ***<br>(0.013) | 0.066 ***<br>(0.021) | 0.066 ***<br>(0.021) | 0.084 ***<br>(0.021) | -0.083 **<br>(0.034)  | -0.076 **<br>(0.034)  | -0.138 ***<br>(0.019) |
| lninf              | 0.127 ***<br>(0.017)  | —                     | —                     | 0.166 ***<br>(0.027) | —                    | —                    | 0.153 ***<br>(0.024)  | —                     | —                     |
| lneinf             | —                     | 0.124 ***<br>(0.018)  | —                     | —                    | 0.158 ***<br>(0.027) | —                    | —                     | 0.146 ***<br>(0.024)  | —                     |
| lnsinf             | —                     | —                     | 0.063 ***<br>(0.014)  | —                    | —                    | 0.059 ***<br>(0.021) | —                     | —                     | 0.150 ***<br>(0.026)  |
| lnfdi × lninf      | -0.001<br>(0.005)     | —                     | —                     | 0.009<br>(0.009)     | —                    | —                    | -0.047 ***<br>(0.006) | —                     | —                     |
| lnfdi × lneinf     | —                     | -0.001<br>(0.004)     | —                     | —                    | 0.007<br>(0.009)     | —                    | —                     | -0.049 ***<br>(0.006) | —                     |
| lnfdi × lnsinf     | —                     | —                     | -0.001<br>(0.004)     | —                    | —                    | 0.017 **<br>(0.007)  | —                     | —                     | -0.035 ***<br>(0.007) |
| Weak IV            | 508.70<br>(6.61)      | 506.26<br>(6.61)      | 328.62<br>(6.61)      | 573.51<br>(6.61)     | 677.60<br>(6.61)     | 150.94<br>(13.43)    | 767.63<br>(13.43)     | 686.69<br>(13.43)     | —                     |
| Hansen J statistic | 0.285                 | 0.255                 | 0.266                 | 0.583                | 0.530                | 0.266                | 0.415                 | 0.426                 | —                     |
| Endogeneity test   | 0.041                 | 0.021                 | 0.046                 | 0.040                | 0.062                | 0.004                | 0.001                 | 0.001                 | —                     |
| N                  | 572                   | 572                   | 572                   | 325                  | 325                  | 325                  | 390                   | 390                   | 420                   |
| R <sup>2</sup>     | 0.965                 | 0.965                 | 0.963                 | 0.971                | 0.971                | 0.967                | 0.968                 | 0.968                 | 0.936                 |

情况。然而,只要不存在基础设施投资过度或者配置低效,且 FDI 存量增加促进城市经济增长,基础设施存量增加就会强化 FDI 存量增加对城市经济增长的促进作用。

## (二)基础设施门槛调节 FDI 的异质性影响

本文根据模型(5)进行门槛效应分析,忽略基础设施存量排列在前和在后各自占总体样本数 2.5% 的数据,将网格搜索点设为 400,在 95% 置信区间上进行 5 000 次自助法重复抽样回归。门槛检验结果表明,基础设施门槛调节 FDI 影响城市经济增长的机制只在环渤海城市经济性、社会性基础设施以及长三角城市社会性基础设施层面得到验证。环渤海城市经济性基础设施和长三角城市社会性基础设施存在对 FDI 的单一门槛调节作用,环渤海社会性基础设施则存在对 FDI 的双重门槛调节作用。

表 6 回归结果表明,假说 4 只在长三角社会性基础设施门槛调节 FDI 影响城市经济增长方面得到了支持。环渤海城市经济性、社会性基础设施门槛负向调节 FDI,且基础设施的门槛效应减轻了 FDI 对城市经济增长的抑制作用。这显然与环渤海城市基础设施改善城市国内要素资源配置效率,有效地抑制 FDI 对城市经济增长的消极影响有关。长

三角社会性基础设施门槛正向调节 FDI 存量增加,强化了 FDI 对城市经济增长的促进作用<sup>⑤</sup>。

表 6 基础设施对 FDI 的门槛影响

| 环渤海门槛变量                                                   | 系数                    | 长三角门槛变量                                       | 系数                  |
|-----------------------------------------------------------|-----------------------|-----------------------------------------------|---------------------|
| $\ln fdi \times I\{\ln inf \leq \varphi_1\}$              | -0.131 ***<br>(0.024) | —                                             | —                   |
| $\ln fdi \times I\{\varphi_1 < \ln inf\}$                 | -0.120 ***<br>(0.025) | —                                             | —                   |
| $\ln fdi \times I\{\ln sinf \leq \varphi_1\}$             | -0.121 ***<br>(0.026) | $\ln fdi \times I\{\ln sinf \leq \varphi_1\}$ | 0.059 *<br>(0.032)  |
| $\ln fdi \times I\{\varphi_1 < \ln sinf \leq \varphi_2\}$ | -0.109 ***<br>(0.026) | $\ln fdi \times I\{\varphi_1 < \ln sinf\}$    | 0.070 **<br>(0.032) |
| $\ln fdi \times I\{\varphi_2 < \ln sinf\}$                | -0.098 ***<br>(0.026) | —                                             | —                   |

## 五、总结性评论

本文以中国东部沿海环渤海、长三角和华南 3 大都市带城市为例,研究了 FDI 对城市基础设施存量的总体和结构性偏好,以及城市基础设施通过影响 FDI 影响城市经济增长的机制。研究发现:FDI 是否存在对城市基础设施总体存量的偏好或结构性偏好,取决于城市相应基础设施存量是否跨越了 FDI 对基础设施存量偏好的最低门槛和“饱和”门槛。如果城市基础设施存量跨越了 FDI 对城市基础设施存量偏好的最低门槛,但没有超过“饱和”门槛,基础设施存量增加就能吸引 FDI 促进 FDI 存量增加。

⑤ 门槛效应存在表明门槛效应前后回归系数可比较大小,本文针对回归系数差异的检验支持这一判断。

受城市是否存在能从产业价值链和产业链分工水平、人力资本水平等方面激发 FDI 对经济增长正向溢出因素的影响,FDI 存在对城市基础设施的偏好,却不必然存在基础设施通过吸引 FDI 促进城市经济增长的机制。研究表明,在中国加入 WTO 之后的新阶段,环渤海城市经济性、社会性基础设施存量以及基础设施总体存量增加通过 FDI 显著为负的增长传导机制抑制城市经济增长,长三角和华南城市社会性基础设施存量增加通过 FDI 各自显著为正和显著为负的增长传导机制影响城市经济增长。环渤海、长三角、华南 3 大都市带城市基础设施存量线性调节与门槛调节 FDI 对城市经济增长影响的实证结果表明:FDI 城市基础设施调节 FDI 对城市经济增长的影响,不仅取决于 FDI 的增长效应,还取决于基础设施改善对 FDI 投资区域国内要素资源配置效率的影响。

以上研究发现为政府通过基础设施建设吸引 FDI 促进城市经济增长,全面提高中国对外开放水平的政策实践提供的启示有:①政府吸引外资需要充分考虑 FDI 对不同类型基础设施存量需求的差异性。3 大都市带城市基础设施的投资应该根据 FDI 对基础设施存量偏好的结构性差异,因地制宜,合理施策。对于城市 FDI 偏好尚未饱和的基础设施领域,应该加大投入;对于已经相对饱和的基础设施领域,应适度控制新增投资,使新增投资主要用于当地基础设施的维护或者确实缺乏的领域。②为有效提升 FDI 对城市经济发展的积极影响,地方政府要特别重视营造有利于促进当地 FDI 正向技术溢出的发展环境。3 大都市带城市 FDI 是促进还是抑制城市经济增长,受城市国有经济活力,产业价值链和产业链分工水平以及人力资本水平等因素影响,地方政府需要重视从提高国有经济活力,提升产业价值链和产业链分工水平以及人力资本水平等方面探寻并实施促进 FDI 正向技术溢出或减轻“价值链俘获”影响的政策措施,以促进城市经济增长。③政府要重视基础设施存量变化调节 FDI 对城市经济增长的“双刃剑”影响。基础设施通过金钱外部性和技术外部性调节 FDI 对城市经济增长的影响通常由 FDI 促进或

者抑制城市经济增长的技术溢出作用决定,但政府还可能通过基础设施投资激活投资区域国内要素资源活力,从而减轻 FDI 负向技术溢出对城市经济增长的抑制作用。

#### 参考文献:

- [1] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而奋斗:在中国共产党 20 次全国代表大会上的报告[M]. 北京:人民出版社,2022:32.
- [2] LIN J, ZHANG J. China: learning to catch-up in a globalized world[M] //OQUBAY A, OHNO K. How nations learn: technological learning, industrial policy, and catch-up. Oxford: Oxford University Press, 2019:149-172.
- [3] CHAKRABARTI R, SUBRAMANIAN K, MEKA S. Localization of FDI flows: evidence on infrastructure as a critical determinant[J]. Journal of law, finance, and accounting, 2017, 2(1):205-246.
- [4] BAJO-RUBIO O, DÍAZ-MORA C, DÍAZ-ROLDÁN C. Foreign direct investment and regional growth: an analysis of the spanish case[J]. Regional studies, 2010, 44(3):373-382.
- [5] 何洁. 外国直接投资对中国工业部门外溢效应的进一步精确量化[J]. 世界经济,2000(12):29-36.
- [6] KAWAI H. International comparative analysis of economic growth: trade liberalisation and productivity[J]. Developing economies, 1994, 17(4):373-397.
- [7] AITKEN B, HARRISON A. Do domestic firms benefit from direct foreign investment? evidence from Venezuela[J]. American economic review, 1999, 89(3):605-618.
- [8] 胡晨光,孙久文,王婷婷. 大都市带基础设施、城市规模与城市经济增长:一个中介效应与调节效应的综合分析框架[J]. 中国软科学,2020(10):85-95.
- [9] 张军,高远,傅勇,等. 中国为什么拥有了良好的基础设施?[J]. 经济研究,2007(3):4-19.
- [10] 陈建军,胡晨光. 长三角地区基础设施投资与 FDI 流入关系的实证研究:一个时间趋势设定下的 VECM 分析框架[J]. 国际贸易问题,2007(11):52-58.
- [11] 杨海生,聂海峰,徐现祥. 我国 FDI 区位选择中的“第三方效应”:基于空间面板数据的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究,2010,27(4):122-136,147.
- [12] 谢建国. 外商直接投资对中国的技术溢出:一个基于中国省区面板数据的研究[J]. 经济学(季刊),2006(3):1109-1128.
- [13] WHEELER D, MODY A. International investment location decisions: the case of US firms[J]. Journal of

international economics, 1992, 33(1/2): 57-76.

[14] KHADAROO A J, SEETANAH B. Transport infrastructure and foreign direct investment [J]. Journal of international development, 2010, 22(1): 103-123.

[15] ASIEDU E. On the development of foreign direct investment to developing countries: is Africa different? [J]. World development, 2002, 30(1): 107-119.

[16] KELLENBERG D K. The provision of public inputs and foreign direct investment [J]. Contemporary economic policy, 2007, 25(2): 170-184.

[17] 吴先华, 胡汉辉. 交通设施、金融深化、制度变迁及人力资本与 FDI 之间关系的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2005(10): 91-96.

[18] 崔岩, 于津平. “一带一路”国家基础设施质量与中国对外直接投资: 基于面板门槛模型的研究 [J]. 世界经济与政治论坛, 2017(5): 135-152.

[19] BORENSZTEIN E, GREGORIO J, LEE J. How does foreign direct investment affect economic growth? [J]. Journal of international economics, 1998, 45(1): 115-135.

[20] CHEN EDWARD K Y. Transnational corporations and technology transfer to developing countries [M]//UNCTAD. Transnational corporations and world development, 1996: 181-214.

[21] SWAN P L. The international diffusion of an innovation [J]. Journal of industrial economics, 1973, 22(1): 61-69.

[22] 李平. 国际技术扩散的路径和方式 [J]. 世界经济, 2006(9): 85-93.

[23] GÖRG H, GREENAWAY D. Much ado about nothing? do domestic firms really benefit from foreign direct investment? [J]. The world bank research observer, 2004, 19(2): 171-197.

[24] 刘晗, 王燕, 杨文举. FDI 能否推动长江经济带经济增长: 基于多维门槛效应的实证检验 [J]. 经济理论与经济管理, 2020(4): 100-112.

[25] JINDRA B, GIROUD A, SCOTT-KENNEL J. Subsidiary roles, vertical linkages and economic development: lessons from transition economies [J]. Journal of world business, 2009, 44(2): 167-179.

[26] 王然, 燕波, 邓伟根. FDI 对我国工业自主创新能力的影 响及机制: 基于产业关联的视角 [J]. 中国工业经济, 2010(11): 16-25.

[27] 邵健. 跨国公司在华实施转移价格的现状、影响与对策 [J]. 国际贸易问题, 1998(3): 30-34, 64.

[28] CRISTEA A D, NGUYEN D X. Transfer pricing by multinational firms: new evidence from foreign firm ownerships [J]. American economic journal, 2016, 8(3): 176-202.

[29] 卓越, 张珉. 全球价值链中的收益分配与“悲惨增长”: 基于中国纺织服装业的分析 [J]. 中国工业经济, 2008(7): 131-140.

[30] 胡晨光, 徐圣, 薄文广, 等. 对外开放与中国经济发展的若干问题研究 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2020: 135-180.

[31] 冼国明, 薄文广. 外国直接投资对中国企业技术创新作用的影响: 基于地区层面的分析 [J]. 经济科学, 2006(3): 106-117.

[32] 刘志彪, 张杰. 全球代工体系下发展中国家俘获型网络的形成、突破与对策: 基于 GVC 与 NVC 的比较视角 [J]. 中国工业经济, 2007(5): 39-47.

[33] 吕越, 陈帅, 盛斌. 嵌入全球价值链会导致中国制造的“低端锁定”吗? [J]. 管理世界, 2018, 34(8): 11-29.

[34] 张宇. FDI 技术外溢的地区差异与吸收能力的门限特征: 基于中国省际面板数据的门限回归分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008(1): 28-39.

[35] 何兴强, 欧燕, 史卫, 等. FDI 技术溢出与中国吸收能力门槛研究 [J]. 世界经济, 2014, 37(10): 52-76.

[36] 费宇, 王江. FDI 对我国各地区经济增长的非线性效应分析 [J]. 统计研究, 2013, 30(4): 70-75.

[37] WOOLDRIDGE J M. Introductory econometrics: a modern approach [M]. Cincinnati, OH: South-Western College, 2000: 473-474.

[38] 张成思, 刘贯春. 中国实业部门投融资决策机制研究: 基于经济政策不确定性和融资约束异质性视角 [J]. 经济研究, 2018, 53(12): 51-67.

[39] WINTOKI M B, LINCK J S, NETTER J M. Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance [J]. Journal of financial economics, 2012, 105(3): 581-606.

[40] DRISCOLL J C, KRAAY A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data [J]. The review of economics and statistics, 1998, 80(4): 549-560.

[41] 毛日昇, 魏浩. 所有权特征、技术密集度与 FDI 技术效率外溢 [J]. 管理世界, 2007(10): 31-42.

(本文责编: 润泽)