

# 航运能力对企业出口的影响

## ——基于三峡大坝蓄水通航的准自然实验

闫文收 黄开兴 林发勤 游雅萱 郝晓宁\*

**摘要:** 本文以长江三峡蓄水通航为准自然实验,识别航运能力与企业出口之间的因果关系。结果显示,航运能力提升只会影响企业出口的深度边际,而对广延边际并没有显著影响。异质性分析发现其主要影响长江中上游企业和大型企业出口。机制分析显示,三峡大坝修建通过提升长江航运能力,降低企业出口成本,对水运依赖程度高的企业影响更大。同时,水运成本降低增加了企业通过水路运输出口的概率,进而促进企业出口。

**关键词:** 基础设施建设;企业出口;三峡大坝

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2024.06.06

### 一、引言

降低国内运输成本是大国降低贸易成本、促进国际贸易的重要手段。毋庸置疑,作为一个地域辽阔的国家,中国的国内运输成本是企业对外贸易成本的重要组成部分之一(黄玖立和徐旻鸿,2012),尤其对中西部地区而言,内贸成本高于外贸成本(李自若等,2022)。而国内交通基础设施的建设可以显著降低国内贸易成本(Fan et al., 2023)。虽然已有大量研究从公路建设、铁路建设视角分析了国内运输成本降低对企业出口深度边际和广延边际的影响(陈勇兵等,2012;唐宜红等,2019),但鲜有文献从内河航运能力提升降低企业出口国内成本的视角分析其对企业出口的影响。内河航运作为重要的运输方式,与公路铁路相比,成本、适用情况存在不同,拓展分析内河航运对贸易影响具有一定理论和实际价值。

本文借助长江三峡蓄水通航为准自然实验,实证研究内河航运成本降低对企业出口二元边际的影响。三峡大坝的修建不仅在发电和防洪方面起到了重要作用(陈海山和汪阳,2022),也有效提高了长江的运输能力。一方面,长江三峡的修建蓄水让长江航运通达上游的四川省和重庆市,贯穿了长江航运的地理范围,连通了上中下游的运输(见附录 I

\* 闫文收,中南财经政法大学工商管理学院;黄开兴,北京大学中国农业政策研究中心;林发勤,中国农业大学经济管理学院、全球食物经济与政策研究院;游雅萱,北京大学中国农业政策研究中心;郝晓宁,中南财经政法大学工商管理学院。通信作者及地址:黄开兴,北京市海淀区颐和园路5号王克桢楼4楼,100871;电话:15110084989;E-mail: kaixing.huang@pku.edu.cn。作者感谢本刊匿名审稿专家的建设性意见,以及国家自然科学基金(71903198、72273001、72073128)、国家社会科学基金重大项目(22&ZD086)和国家自然科学基金国际(地区)合作与交流项目(72261147471)的资助。

图 I 1<sup>①</sup>)。另一方面,三峡大坝的修建不仅有效稳定了长江水位,同时也阻碍了约 76% 泥沙从上游流域向下游地区的流动(Yang et al., 2022),大幅改善了长江下游航运条件,充分发挥其内河航运的距离远、运量大、成本低、能耗小的比较优势。

具体而言,本文借鉴 Coşar and Demir(2016)研究思路,将国内运输成本拆分为公路运输、铁路运输和水路运输三部分,以将国内其他运输方式对企业出口的影响进行分离。然后,以 2003 年长江三峡蓄水通航为准自然实验,使用 2000 年至 2013 年匹配的中国海关数据库和工业企业数据库,将具有通航功能的长江三级水系流经县内的企业作为处理组。为了具有可比性,将流经县临近的 300 公里县内企业作为控制组,构建双重差分模型进行因果识别。双重差分模型结果显示内河航运能力提升只会影响企业出口的深度边际(提高 15.60%),而对企业出口的广延边际并没有显著影响。进一步借鉴 Abadie and Dermisi(2008)和李松林等(2023)的思路,通过使用长江三峡蓄水水位高度构建双重差分模型进行检验。同时,通过使用倾向得分匹配-双重差分法、剔除部分省份企业进行稳健性分析,实证结果依然成立。异质性分析结果发现,其主要影响大型企业和长江中上游企业的出口,而对长江下游企业出口并没有显著影响。为了验证出口提升效应是由三峡蓄水通航降低水运成本导致的,首先,基于 2002 年投入产出表计算行业对水运依赖程度,构建三重差分模型进行检验。结果显示,长江航运能力提升对水运依赖程度更高的企业出口的促进作用更大。其次,将中国海关数据库中企业出口运输方式作为被解释变量,验证发现,三峡蓄水通航后,水运成本降低,处理组企业通过水运方式出口的概率大幅度增加,进而促进了企业的出口。

已有文献表明,相比国际贸易成本而言,国内贸易成本对企业进入国外市场具有同等重要作用。由于贸易往往不会在国家边界开始或者停止,阻碍企业贸易的因素不仅包括近些年来有所下降的国际贸易成本(Liu et al., 2023),还包括高昂的国内运输成本,并且大国的国内运输成本往往高于小国。在许多发展中国家,高昂的国内贸易成本仍是阻碍企业进入国际市场的重要因素(Branco et al., 2023)。国内贸易成本的降低可以促使企业专注于生产最有效率的产品,从而导致产品范围的缩小以及企业生产率的提高(Abeberese and Chen, 2022)。虽然已有大量文献研究了公路和铁路等基础设施建设通过降低国内贸易成本促进企业出口,但通过航运能力提升降低国内贸易成本和促进国际贸易仍未得到学者的深入挖掘。

从微观视角出发,研究发现贸易成本对企业出口二元边际具有更重要影响。一国的出口增长可以被分解为深度边际和广延边际。贸易成本的下降改变了进入出口市场所需的最低生产率水平,通过增加新出口企业的数量使出口沿着扩展边际增长(Chaney, 2008)。黄小兵和黄静波(2013)对中国制造业企业出口的研究也验证了类似的影响机制。陈阵和隋岩(2013)从多产品企业视角对中国出口数据展开分析,认为贸易成本的变化主要作用于扩展边际。虽然贸易增长仍然集中在深度边际(陈勇兵等,2012),而高铁开通可以显著提升中国企业出口的二元边际(李南和刘嘉娜,2022)。Liu et al. (2023) 研究发现

① 限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

中国高铁网络建设可以同时提高企业出口的深度边际和广延边际。不同类型的国内贸易成本降低如何影响企业出口二元边际仍存在一定的争议,同时不同的企业出口边际对应着不同的福利内涵(钱学锋,2008)。因此,理清水路运输成本降低与二者之间的因果关系对挖掘企业出口潜能和中国贸易稳定增长具有重要意义。

从宏观视角来看,已有学者对水利基础设施建设的经济效应进行了评估。Li et al. (2022)从农业部门的角度出发,分析得出水利基础设施建设对农业发展具有重要的促进作用。同时,He (2023)以1992—2014年中国水利基础设施建设为研究对象,实证结果显示,水利基础设施建设可以提高农田生产率水平和促进地区经济的发展。而三峡大坝建设作为世界上最大的水利工程之一,自建成以来,一些学者对其经济影响展开了一定研究。三峡水利工程建设提高了长江航运能力,为区域间的物资交流提供了便利,进而促进区域经济的发展(钮新强,2018)。陈海山和汪阳(2022)强调了超大型水利设施如三峡水利工程建设在防洪和推动区域经济发展中的重要作用。同时,王宏伟(2020)进一步评估了三峡水利工程建设对区域经济的影响,得出三峡水利工程建设对长江经济带的经济增长具有显著贡献。虽然学术界基于三峡水利工程建设提升航运能力等视角,研究其对长江经济带和区域经济发展的重要作用,但尚未有文献从贸易的视角进行深入挖掘。鉴于此,本文试图从长江三峡水利工程建设提升长江航运能力,进而促进企业出口的视角探究三峡水利工程建设经济影响。

对比已有研究文献,本文的创新主要体现在以下三个方面。首先,在研究视角上,鲜有文献探讨内河航运能力提升对企业出口行为的影响。本文从长江航运成本下降这一视角出发,探讨了国内水运成本降低对企业出口二元边际的影响,为相关领域的研究提供了一个新的视角。其次,在识别策略上,以长江三峡蓄水通航为准自然实验,并借助长江三峡大坝蓄水水位高度,构建双重差分模型揭示水运成本降低与企业出口之间的因果关系。最后,虽然已有文献研究了长江三峡对长江经济带和区域发展的重要作用,但立足航运视角,聚焦于三峡大坝这一基础设施修建带来的长江航运成本下降,分析长江三峡修建的贸易效应,对评估长江三峡的经济效应具有重要意义。

## 二、研究背景、数据来源和实证方法

### (一) 三峡大坝建设与长江航运能力

长江横跨中国东中西部三级台阶,是连接西南、华中、华东三大经济区的交通运输大动脉。近年来已经成为全球内河运输最为繁忙、运量最大的“黄金水道”。但在三峡大坝蓄水之前,长江部分自然航道条件存在“窄、弯、浅、险”的特点,重庆至宜昌的川江航段水流湍急,险滩密布,航行条件极为复杂,航道通行能力较低,同时,大量泥沙堆积恶化了长江下游的航运条件。

三峡大坝位于湖北省宜昌市内,地处长江干流西陵峡河段,附录 I 图 I 2 展示了长江三峡大坝总体布置。作为世界上最大的水利枢纽建筑之一,三峡大坝目前已全面发挥其防洪、发电、航运、水资源利用等综合效益。2003年6月,三峡大坝蓄水至135米,大坝上

游 570—650 公里的航道条件大幅改善,水深增加使得航道险滩、险段逐渐消失,江面拓宽增大了实现双向航行的可能性。长江中下游枯水期航运条件通过调节下泄流量、增加航深等方式也有了较大改善。同时,三峡大坝修建改善了下游泥沙沉积情况,有效稳定了长江水位,长江航运能力大幅提升。

图 1 柱状图部分展示了三峡船闸自 2003 年通航以来过闸货运量的变化情况,其货运量呈现高速增长的态势,2004 年的过闸货运量仅为 3 431 万吨,但于 2011 年就首次突破亿吨大关。2021 年三峡船闸货运量超过 1.46 亿吨,创下历史新高,是三峡大坝蓄水前该河段最大年货运量的 8 倍多。图 1 折线图部分展示了 2000—2021 年长江干线港口货物吞吐量和长江干线货运量的变化趋势。2005 年,长江干线货运量达到 7.95 亿吨,是 2000 年货运量的 1.95 倍,超越了美国密西西比河和欧洲莱茵河,成为世界上航运运量最大的内河河流。2021 年,长江干线港口完成货物吞吐量超 35 亿吨,是 2000 年的 15 倍多,稳居世界内河首位。

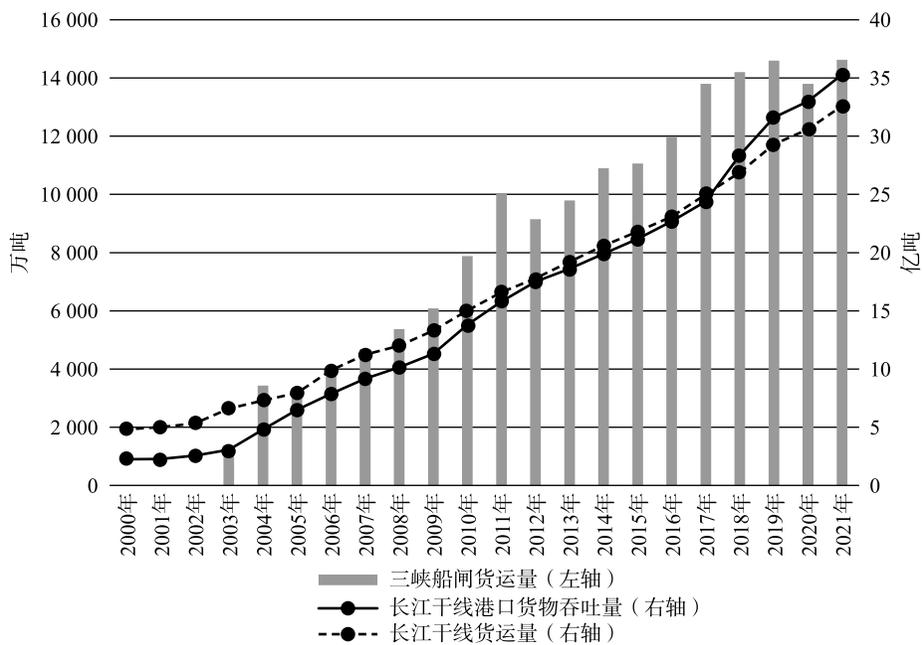


图 1 2003—2021 年三峡船闸过闸货运量、2000—2021 年长江干线港口货物吞吐量和货运量变化趋势图

数据来源:长江三峡通航管理局、交通运输部长江航务管理局统计数据。

## (二) 数据来源与指标选取

本文数据库主要有三个来源。第一,2000—2013 年企业数据来源于中国工业企业数据库,该数据库包含了中国年销售额在 500 万元以上(2011 年起为 2 000 万元以上)各类企业的特征信息,包括企业名称、成立年份、企业性质、所在地理位置、销售收入、所在行业、工业总产值等多个指标数据。第二,中国企业贸易的数据来源于中国海关数据库,海关数据库提供了中国各类企业详细的进出口贸易信息,包括企业信息、交易产品、价格、数

量、金额、运输方式等(附录Ⅱ详细介绍了数据处理过程)。第三,为了控制企业所在县市的宏观特征,例如外贸依存度、人均生产总值、公路里程、铁路里程等指标主要来源于2000年至2013年国家统计局数据以及各省份、城市统计年鉴。基于这些数据,我们构建了如下指标(更具体的变量定义和描述性统计结果见附录Ⅱ表Ⅱ1和表Ⅱ2)。

### 1. 被解释变量

企业出口额。企业出口最主要体现在出口额度上,依据 Chaney (2008)和 Liu et al. (2023)的方法,使用企业年度出口额作为企业出口深度边际的指标。

企业出口产品种类。企业出口的产品种类是企业出口广延边际的核心含义(Bernard et al., 2010)。借鉴陈紫若和刘林青(2022)的做法,使用企业基于HS六分位代码分类的产品种类数,度量企业出口的广延边际。

### 2. 核心解释变量

本研究主要目的是使用双重差分方法识别国内航运能力提升导致水运成本降低对企业出口的影响。本文以政策虚拟变量和年份虚拟变量的交乘项作为核心解释变量。政策虚拟变量当企业在长江三级水系流经的县取值为1,其余取值为0。时间虚拟变量在2003年长江三峡蓄水通航以前取值为0,2003年以后取值为1。

### 3. 控制变量

控制变量主要是两个层面,一是企业层面的控制变量,主要包含企业规模、企业年龄、企业劳动生产率和企业盈利能力。(1)企业规模。企业规模越大,可能会拥有更为充足的资金、更为先进的技术、更为丰富的人力资源,从而在出口方面具备更大的优势。采用企业总资产的对数值表示企业规模。(2)企业年龄。企业存续年限越久,积累的经验越丰富,对市场变化的敏锐度越高,对企业出口会产生一定的影响。(3)企业劳动生产率。由于企业层面生产率数据缺失严重,使用企业人均工业总产值计算劳动生产率。(4)企业盈利能力。借鉴许家云等(2017)的方法,使用企业净利润与销售额之比测算企业当年盈利能力。

二是宏观层面的控制变量,包括:(1)城市人均生产总值对数值。人均生产总值反映了城市的经济发展水平和程度。(2)城市人口规模。使用城市年末常住人口数的对数值进行衡量。(3)外贸依存度,即贸易开放程度。考虑到双重差分构建年份是2003年,中国2001年加入WTO,为了排除企业出口增加是由于整体贸易开放导致的,所以将贸易开放程度作为重要控制变量。(4)铁路里程和公路里程。企业出口不仅仅受到水运的影响,还会受到公路和铁路等运输能力提升的影响。因此,将省份公路和铁路运输能力进行了控制。

## (三) 模型设定

为了将水路运输与其他运输方式分离,本文借鉴 Coşar and Demir (2016)的研究思路,将国内运输成本拆分为公路运输、铁路运输和水路运输三部分。为了构建实证模型,将县域( $c$ )内企业( $i$ )在特定年份( $t$ )的出口额和出口产品种类设定为引力模型形式:

$$Export_{ct}^i = \omega_{ct}^i \cdot \omega_i^i \cdot e^{\gamma(Distance_{ct}^i) + \varphi(Road_{ct}^i) + \theta(Railway_{ct}^i) + \delta(Water_{ct}^i)}, \quad (1)$$

其中, $Export_{ct}^i$ 为县域( $c$ )企业( $i$ )在特定年份( $t$ )的出口额或出口产品种类。 $\omega_{ct}^i$ 为影响企

业出口的随时间和县域变化的宏观变量,  $\omega_i^i$  为企业个体特征变量。  $Distance_c^i$  为企业出口到目的地的距离,  $Road_{ct}^i$  和  $Railway_{ct}^i$  为县域公路运输里程和铁路运输里程,  $Water_{ct}^i$  为县域企业出口受水路运输影响。对公式(1)两边取对数, 得到回归方程(2):

$$\ln Export_{ct}^i = \ln \omega_{ct}^i + \ln \omega_i^i + \gamma (Distance_c^i) + \varphi (Road_{ct}^i) + \theta (Railway_{ct}^i) + \delta (Water_{ct}^i), \quad (2)$$

其中,  $\delta$  为国内水运成本降低对企业出口二元边际的影响, 为核心待估参数。根据 Chaney (2008) 的理论预测, 可变成本主要影响企业出口的深度边际, 而不是其广延边际。而作为国内运输成本最低的水运方式, 对企业出口二元边际的影响在学术上并没有得到确切答案。

因此, 本文基于长江三峡大坝修建提升长江航运能力, 进而降低企业出口水运成本为准自然实验, 识别水运成本降低对企业出口二元边际的影响。值得注意的是, 借助长江三峡大坝修建识别国内贸易成本对企业出口二元边际的影响具有一定优势, 主要体现在其可以更好地解决反向因果关系。主要原因在于, 贸易也会反向影响国内公路铁路的建设和布局 (Lorz, 2020), 基础设施的空间分布会受到贸易利益的塑造 (Felbermayr and Tarasov, 2022)。国家会倾向于向获得国际贸易利益更多的地区进行基础设施投资, 而长江三峡大坝的修建是国家一次性重大投资建设而成, 其后续年份并不会受到企业贸易的影响。

具体而言, 将具有通航功能的长江三级水系流经县内的企业作为处理组。为了具有可比性, 将流经县临近的 300 公里县内企业作为控制组, 构建双重差分模型进行因果识别。

$$\ln Export_{ct}^i = \beta_0 + \beta_1 Treat_{ic} \times year03_t + \beta_2 X_{it} + \beta_3 X_{ct} + \gamma_i + \delta_{jt} + \epsilon_{ict}, \quad (3)$$

其中, 被解释变量  $\ln Export_{ct}^i$  代表了位于  $c$  县的  $i$  企业在第  $t$  年的出口额 ( $\ln value_{ict}$ ) 或出口产品多样化 ( $\ln diversity_{ict}$ )。  $\beta_0$  是常数项,  $Treat_{ic}$  是政策虚拟变量, 如果企业  $i$  所在的县是长江三级水系流经的县, 则取值为 1, 反之则为 0。  $year03_t$  是年份虚拟变量, 2003 年之前  $year03_t$  取值为 0, 2003 年及以后  $year03_t$  取值为 1;  $X_{it}$  表示企业层面的控制变量, 主要包括企业规模、年龄、劳动生产率、盈利能力等;  $X_{ct}$  表示宏观层面的控制变量, 主要包括人均生产总值、人口规模、外贸依存度、省份公路和铁路里程。  $\gamma_i$  为企业固定效应, 以控制不随时间变化的企业特征, 而当企业所处县不发生变化时, 在控制了企业固定效应后, 也就自动控制了县域固定效应 (Liu et al., 2023);  $\delta_{jt}$  为行业时间交互固定效应, 以控制行业层面的冲击;  $\epsilon_{ict}$  为随机误差项, 实证回归中都聚类在县级层面上。

### 三、基础设施建设影响企业出口实证结果分析

#### (一) 平行趋势检验和预期效应检验

为了检验双重差分模型的适用性, 在使用 DID 模型估计三峡大坝蓄水通航对企业出口的影响之前, 进行平行趋势检验。验证 2003 年三峡大坝蓄水之前处理组和控制组企业的出口额和出口产品多样性是否存在显著差异、是否具有相同的变化趋势。因此, 借鉴陈海山和汪阳 (2022) 的思路, 构建了如下平行趋势检验模型:

$$Y_{ict} = \alpha_0 + \sum_{k=2000}^{2013} \alpha_k Treat_{ic} \times T_k + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 X_{ct} + \omega_i + \delta_{jt} + \mu_{ict}, \quad (4)$$

其中,  $Y_{ict}$  表示  $\ln value_{ict}$ ,  $T_k$  表示年份虚拟变量, 当时间为  $t=k$  时取值为 1, 否则取值为 0。  $X_{it}$  和  $X_{ct}$  分别表示企业层面和宏观层面的控制变量;  $\omega_i$  和  $\delta_{jt}$  分别表示企业固定效应和行业时间交互固定效应,  $\mu_{ict}$  为误差项; 其余变量和参数与方程(3)中相同。将每一年视为一期, 为了避免多重共线性问题, 本文以 2003 年前一期, 即 2002 年作为模型的基准组。

图 2 展示了平行趋势检验的结果, 图中 pre 表示 2003 年之前, post 表示 2003 年之后, 数字为期数, current 为 2003 年当期。可以观察到 2003 年之前处理组和控制组企业出口额未呈现显著差异, 即两组企业在 2003 年三峡大坝蓄水通航之前具有相同的变化趋势。而进一步分析可发现, 政策后第 3 期到第 10 期的估计系数均显著为正, 对企业出口额具有显著的正向影响。而 2004 年、2005 年相较于 2000 年和 2001 年有较为明显的变化, 其系数并不显著的原因可能在于三峡大坝蓄水对企业出口额的影响存在一定的滞后性。按同样思路和方法, 对产品多样性平行趋势检验结果也进行了展示, 具体见附录 III 图 III 1。可以观察到无论是 2003 年之前还是之后, 处理组和控制组之间并没有显著差异, 也就是长江三峡蓄水通航并不会对企业出口产品多样性产生显著性影响。为了进一步验证在 2003 年三峡大坝蓄水之前是否存在预期效应, 本文参考 Lu et al.(2017)的方法, 对三峡大坝蓄水进行了预期效应检验。结果显示, 三峡大坝蓄水之前, 处理组企业对其没有明显的预期效应(具体检验说明见附录 III, 检验结果见附录 III 表 III 1)。

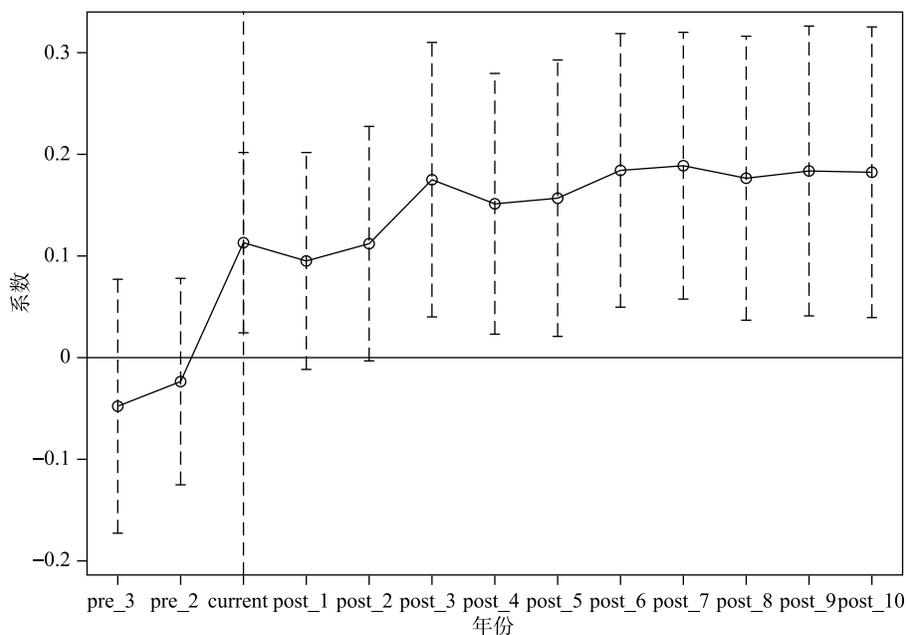


图 2 出口额平行趋势检验

## (二) 主要回归结果

2003 年三峡大坝蓄水至 135 米对企业出口二元边际的影响结果, 如表 1 和附录 IV 表 IV 1 所示。表 1 是三峡大坝蓄水对企业深度边际影响的主要回归结果, 附录 IV 表 IV 1 展

示了三峡大坝蓄水对企业出口广延边际影响的主要回归结果。

表1第(1)列展示了不考虑任何随时间和个体变化的控制变量,长江三峡修建对企业出口额影响的估计系数为0.1940,在1%的水平上显著,说明三峡大坝蓄水对企业出口额产生了显著的积极影响。为了减少内生性问题带来的估计误差,在表1第(2)列进一步固定了行业时间交互效应,在第(3)列中加入了企业规模、企业年龄和企业劳动生产率的控制变量,在第(4)列中又加入了企业盈利能力和出口依赖程度、人均GDP对数、人口规模等宏观层面的控制变量,在第(5)列中进一步控制了铁路、公路里程数,在第(6)列删除了工业企业数据库中存在一定质疑的2010年数据。表1第(1)列至第(6)列均控制了企业固定效应,以控制企业层面不随时间变化的不可观测的特征因素对企业出口产生的影响。第(2)列至第(6)列均控制了行业时间交互固定效应,以控制行业层面的冲击。

在加入了企业和宏观层面的控制变量,并且控制了固定效应之后,表1第(5)列的回归系数仍显著为正,这一结果表明2003年三峡大坝蓄水对于企业出口额有显著的正向影响,三峡大坝这一基础设施建设显著改善了企业出口情况。具体而言,三峡大坝蓄水将使企业出口额提升约15.60%。同时,企业的规模、生存年限、劳动生产率、盈利能力的系数是正向且显著的,说明企业的规模效应、随年限增加而积累的经验、生产率水平和盈利情况等因素对企业出口都有积极的影响。而附录IV表IV1第(1)~(6)列的核心系数均不显著,说明三峡大坝蓄水对于出口产品种类没有显著的影响,即没有影响企业出口的广延边际。

表1 三峡大坝蓄水和企业出口额的基准回归

| 变量                           | $\ln value_{ict}$     |                       |                       |                       |                       |                       |
|------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                              | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                   |
| $Treat_{it} \times year03_t$ | 0.1940***<br>(0.0578) | 0.1921***<br>(0.0501) | 0.1562***<br>(0.0491) | 0.1453***<br>(0.0549) | 0.1560***<br>(0.0524) | 0.1378***<br>(0.0529) |
| $\ln age$                    |                       |                       | 0.1768***<br>(0.0285) | 0.2011***<br>(0.0302) | 0.2004***<br>(0.0301) | 0.2033***<br>(0.0311) |
| $\ln size$                   |                       |                       | 0.5192***<br>(0.0268) | 0.5352***<br>(0.0248) | 0.5367***<br>(0.0249) | 0.5425***<br>(0.0251) |
| $\ln labor$                  |                       |                       | 0.1808***<br>(0.0122) | 0.1531***<br>(0.0138) | 0.1550***<br>(0.0139) | 0.1637***<br>(0.0147) |
| $profit$                     |                       |                       |                       | 0.8649***<br>(0.0622) | 0.8640***<br>(0.0625) | 0.8450***<br>(0.0666) |
| $\ln GDP$                    |                       |                       |                       | 0.0008<br>(0.0184)    | 0.0007<br>(0.0184)    | 0.0008<br>(0.0190)    |
| $openness$                   |                       |                       |                       | -0.0283<br>(0.0400)   | -0.0044<br>(0.0395)   | -0.1271<br>(0.0923)   |
| $\ln people$                 |                       |                       |                       | -0.0137<br>(0.0376)   | -0.0120<br>(0.0379)   | -0.0104<br>(0.0398)   |

(续表)

| 变量               | <i>Invalue<sub>ict</sub></i> |         |         |         |                      |                     |
|------------------|------------------------------|---------|---------|---------|----------------------|---------------------|
|                  | (1)                          | (2)     | (3)     | (4)     | (5)                  | (6)                 |
| <i>Inrailway</i> |                              |         |         |         | 0.0821<br>(0.0757)   | 0.0981<br>(0.0768)  |
| <i>Inhighway</i> |                              |         |         |         | -0.1672*<br>(0.0969) | -0.1511<br>(0.1009) |
| 企业固定效应           | 是                            | 是       | 是       | 是       | 是                    | 是                   |
| 行业时间固定效应         | 否                            | 是       | 是       | 是       | 是                    | 是                   |
| 时间固定效应           | 是                            | 否       | 否       | 否       | 否                    | 否                   |
| 删除2010年数据        | 否                            | 否       | 否       | 否       | 否                    | 是                   |
| Observations     | 159 249                      | 159 200 | 149 937 | 128 742 | 128 742              | 119 894             |
| R-squared        | 0.796                        | 0.799   | 0.809   | 0.813   | 0.813                | 0.813               |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示系数在10%、5%和1%的置信水平上显著，括号内为县域层面聚类标准误。下同。

### (三) 稳健性检验

为了进一步验证上述回归结果的稳健性,提升实证分析的可信度,下文通过使用长江三峡蓄水高度构建双重差分模型,并利用倾向得分匹配-双重差分方法、剔除部分省份样本做进一步的检验。

#### 1. 借助长江三峡蓄水水位构建双重差分模型

三峡工程的整体建设分为三个时期,分别以不同的蓄水水位高度作为标志。三峡大坝的坝底水位为66米,2003年三峡大坝蓄水至135米水位,2006年蓄水到156米水位,2010年蓄水到175米水位(见附录V图V1)。随着三峡大坝蓄水的水位升高,长江的航道条件及航运能力会进一步提升,使得长江整体航运成本下降。因为,三峡蓄水水位对长江三峡连接上游和中游,稳定下游通航水位具有重要意义。

因此,借鉴Abadie and Dermisi(2008)和李松林等(2023)的思路,引入三峡大坝蓄水高度( $height_t$ )构建新的双重差分模型。使用不同年份的蓄水高度与县域虚拟变量的交乘项 $Treat_{ic} \times height_t$ 作为新的核心解释变量进行回归,如公式(5)所示:

$$Invalue_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{ic} \times height_t + \beta_2 X_{it} + \beta_3 X_{ct} + \gamma_i + \delta_{jt} + \epsilon_{ict}. \quad (5)$$

表2第(1)列展示了不考虑任何随时间和个体变化的控制变量,对企业出口额影响的估计系数为0.0603,在1%的水平上显著;第(2)列中加入了企业层面和宏观层面的控制变量,第(3)列中又删除了2010年的数据,系数在10%的水平上显著。第(1)列至第(3)列均控制了企业和行业时间固定效应,以控制企业层面不随时间变化的不可观测的特征因素对企业出口产生的影响以及行业层面冲击。可以观察到,核心解释变量 $Treat_{ic} \times height_t$ 的系数均在可信的水平上显著为正。表明三峡大坝蓄水与企业出口之间存在显著的正相关关系,并且随着三峡大坝蓄水高度的提升,企业出口额会增加,与基准回归的结果保持一致,验证了结论的可靠性。

表 2 借助三峡蓄水高度进行估计的结果

| 变量  | lnvalue <sub>ict</sub> |                       |                       |
|---|------------------------|-----------------------|-----------------------|
|   | (1)                    | (2)                   | (3)                   |
| <i>Treat<sub>ict</sub> × height<sub>t</sub></i> | 0.0603**<br>(0.0291)   | 0.0616**<br>(0.0274)  | 0.0553*<br>(0.0286)   |
| lnage   |                        | 0.1982***<br>(0.0300) | 0.2016***<br>(0.0312) |
| lnsize  |                        | 0.5373***<br>(0.0249) | 0.5432***<br>(0.0251) |
| lnlabor   |                        | 0.1554***<br>(0.0139) | 0.1643***<br>(0.0147) |
| profit  |                        | 0.8652***<br>(0.0625) | 0.8451***<br>(0.0666) |
| lnGDP   |                        | 0.0013<br>(0.0184)    | 0.0013<br>(0.0191)    |
| openness  |                        | -0.0136<br>(0.0399)   | -0.1581*<br>(0.0929)  |
| lnpeople  |                        | -0.0122<br>(0.0380)   | -0.0105<br>(0.0397)   |
| lnrailway                                       |                        | 0.1275*<br>(0.0725)   | 0.1382*<br>(0.0744)   |
| lnhighway                                       |                        | -0.1386<br>(0.1006)   | -0.1228<br>(0.1047)   |
| 企业固定效应  | 是                      | 是                     | 是                     |
| 行业时间固定效应  | 是                      | 是                     | 是                     |
| 删除 2010 年数据                                     | 否                      | 否                     | 是                     |
| Observations                                    | 159 200                | 128 742               | 119 894               |
| R-squared                                       | 0.799                  | 0.813                 | 0.813                 |

## 2. 倾向得分匹配-双重差分方法

因为选取的控制组为长江沿线县域企业,可能会存在样本选择偏差问题。进一步使用倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)对基准回归结果进行稳健性检验。使用倾向得分匹配-双重差分方法的结果见附录 V 中 V.2 部分。在处理了潜在样本选择偏差后的估计结果依然具有稳健性。

## 3. 剔除部分省份样本

为了验证结果是否是由于部分省份纳入样本所导致的,通过剔除部分省份的样本进

行稳健性检验。首先,由于西藏自治区、青海省和云南省的出口企业样本较少,故尝试剔除这三个省份的企业样本再次进行基准回归,以验证结果的稳健性,回归结果如附录V表V2中第(1)列至第(2)列所示。可以观察到,在剔除这三个省份的出口企业之后,三峡大坝蓄水对于企业出口额和产品出口种类数仍有显著的正向影响。其次,进一步剔除长江上游的部分省份即重庆市和四川省(第(3)列)。最后,考虑由于上海市的特殊性,剔除上海市的出口企业样本,对基准回归结果的稳健性进行进一步的检验(第(4)列),核心解释变量的系数均为正且在可信的水平上显著,证明基准回归的结果是稳健的。

#### 4. 安慰剂检验

尽管本文在回归模型中控制了企业、时间固定效应和行业时间交互固定效应,但这不能完全排除处理组企业和对照组企业之间存在的一些难以观测到且随时间变化的系统性差异。换言之,三峡大坝蓄水对企业出口的影响,可能是由于这些不可观测或不可控制的因素所引起的。为了验证这种假设,对三峡大坝蓄水通航时间进行安慰剂检验。安慰剂检验结果(见附录V中V.4部分)显示,不可观测到的因素几乎不会对本文估计结果产生影响,可以排除三峡大坝蓄水通航对企业出口的影响源于其他不可观测因素影响的可能性,进一步验证了实证结果的稳健性。

### (四) 异质性分析

#### 1. 长江中上游和下游省份企业

长江三峡修建对内陆和沿海省份企业的影响可能存在异质性。对长江中上游企业而言,其本质属于内陆省份的企业。长江三峡的修建,极大地改善了地区的水运条件,使得内陆地区增加出口量,提升上游省份和中游省份通向海洋运输。而对于上海市、江苏省、浙江省、安徽省等下游地区,海运航行条件本身较好,三峡大坝修建的影响可能不大。附录VI表VI1汇报了长江三峡修建对长江中上游和长江下游企业出口的异质性影响结果。第(1)—(2)列展示对长江下游地区企业出口影响的回归结果,结果均为正值,这说明三峡的蓄水通航对其是正向影响,但统计上并不显著。第(3)—(4)列展示了对中上游地区企业出口影响的回归结果,第(3)列回归系数为0.2372,其在10%的置信水平上显著;第(4)列为删除了2010年数据的回归结果,其影响大小和显著性水平基本不发生变化。由此说明长江三峡的蓄水通航主要促进了位于长江中上游地区企业的出口。

#### 2. 国有企业和非国有企业

不同性质的企业在管理制度、技术水平、研发投入和创新能力等方面可能存在较大差异,进而造成企业出口特征的异质性,航运能力的提升也会对不同性质的企业出口产生不同的影响。本小节重点考察长江航运能力提升对不同所有制形式企业的异质性影响。附录VI表VI2汇报了长江三峡大坝蓄水通航对国有企业和非国有企业出口深度边际的影响。<sup>①</sup>第(1)—(3)列是对国有企业出口深度边际的影响结果,第(4)—(6)表示对非国有企业的影响结果。可以发现,三峡大坝蓄水对非国有企业的深度边际具有显著的正向影响,

<sup>①</sup> 根据聂辉华等(2012)的建议,将工业企业数据库中登记注册类型为“国有”“国有联营”“国有与集体联营”和“国有独资公司”四类企业作为国有企业,其他类型登记注册的企业为私营企业。

而对国有企业的出口没有显著的影响。进一步,我们进行了组间差异性检验,发现三峡大坝蓄水通航对国有企业和非国有企业的出口并没有显著差异性( $P$ 值为0.260)。水运成本变化,不会因为企业的属性而产生异质性影响。回归中三峡大坝对国有和非国有企业影响的显著性水平差异,可能是由于子样本数量大小导致的显著性差异。

### 3. 大型企业与小企业

不同规模类型的企业出口受到水运成本降低变化的影响可能是不同的。按照企业主营业务产品销售收入,将大于中位数的企业视为大型企业,其余视作小企业。如附录VI表VI3所示,第(1)—(3)列和第(4)—(6)列分别展示了三峡大坝蓄水通航对小企业和大型企业出口的回归结果。回归结果均加入了企业和宏观层面的控制变量,并且控制了企业固定效应和行业时间交互固定效应。对于大型企业而言,三峡大坝蓄水通航对其深度边际具有明显提升作用。而对于小企业而言,三峡大坝蓄水通航对其没有显著影响。究其原因,相较于小企业而言,大型企业更容易实现规模经济,其生产和管理成本相对较低,效率较高(孙晓华和王昀,2014),并且大企业拥有更强的调整能力,所以大型企业可以更快地调整其出口策略,受水运成本降低的影响更大。

## (五) 机制分析

### 1. 对水运运输成本依赖较高企业的影响检验

实证结果表明,长江三峡蓄水通航对企业出口具有显著促进作用。潜在的影响机制是长江三峡蓄水通航提高了长江航运能力,进而降低了企业通过水路运输的成本。限于没有可得的数据直接进行分析,为了验证该机制,本研究假设如果是通过长江航运能力提升发挥作用,那么对水运依赖程度较高的企业影响应该更大。这个逻辑思路与已有的研究发现也是一致的。Coşar and Demir(2016)在考察土耳其国家交通网络改善影响贸易总量和布局时发现,重量敏感型行业从交通基础设施质量改善中获益更多。

具体而言,借鉴李超等(2021)的方法,利用2002年产业投入产出表中每个行业不同运输渠道的成本,计算水路运输的占比,比值越大,说明该行业对水路运输的依赖程度越高。将投入产出表计算出的不同行业水路运输的比值与企业 $i$ 在时间 $t$ 所处的行业进行匹配,若该企业在 $t$ 年所处行业的水运依赖程度高于55%分位数则定义为 $t$ 年依赖水路运输高的企业,赋值为1,将 $t$ 年所处行业的水运依赖程度低于55%分位数的企业赋值为0。由此生成企业不同年份所处行业对水路运输依赖程度的虚拟变量( $Heavy_{it}$ )。将新产生的对水运运输方式依赖的变量( $Heavy_{it}$ )与公式(3)构建三重差分模型,分析是否对依赖水运运输企业出口的深度边际影响更大。

$$\ln value_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{ic} \times Heavy_{it} \times year03_t + \varphi Heavy_{it} \times year03_t + \beta_2 Treat_{ic} \times year03_t + \beta_3 Treat_{ic} \times Heavy_{it} + \beta_4 X_{it} + \beta_5 X_{ct} + \gamma_i + \delta_{jt} + \epsilon_{ict}, \quad (6)$$

其中, $Treat_{ic} \times Heavy_{it} \times year03_t$ 表示根据该企业 $t$ 年所处行业对水路运输依赖程度构建的三重差分。若长江三峡蓄水通航是通过提高长江航运能力降低企业水路运输成本,则对水路运输依赖的企业受到的影响理应更大, $\beta_1$ 应该显著为正。值得注意的是,

$Heavy_{it}$  是一个随着时间变化的变量,因为同一个企业在不同年份所处的行业可能发生变化,虽然每个给定行业的水路运输依赖强度是假设不变的。样本数据显示,每年大约有5%的企业会发生行业调整。例如,有企业从“皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业”调整为“纺织服装、鞋帽制造业”,从“通信设备制造业”调整为“电子元器件制造业”,从“金属制品业”调整为“基础化学原料制造业”等。因此,在回归中,需要控制  $Heavy_{it} \times year03_t$  交互项。

表3是对方程(6)估计的回归结果。第(2)列和第(3)列是在第(1)列基础上额外加入了公路和铁路运输里程的控制变量以及其他企业和宏观的控制变量的回归结果。第(4)列为删除2010年样本数据的稳健性检验结果。结果显示, $\beta_1$ 的系数显著为正,表明三峡大坝修建通航后,通过提升长江航运能力降低水运成本,对水运依赖程度更高的企业出口促进作用更为显著。

表3 机制分析:水运输成本依赖

| 变量   | $\ln value_{ict}$      |                        |                        |                        |
|--|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|  | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
| $Treat_{it} \times year03_t \times Heavy_{it}$ | 0.2131***<br>(0.0815)  | 0.2119***<br>(0.0815)  | 0.2508***<br>(0.0898)  | 0.2455***<br>(0.0878)  |
| $Treat_{it} \times year03_t$                   | 0.1078*<br>(0.0647)    | 0.1001<br>(0.0628)     | 0.0448<br>(0.0643)     | 0.0247<br>(0.0647)     |
| $Heavy_{it} \times year03_t$                   | 0.0388*<br>(0.0232)    | 0.0390*<br>(0.0233)    | 0.0099<br>(0.0204)     | 0.0092<br>(0.0199)     |
| $Treat_{it} \times Heavy_{it}$                 | -0.2583***<br>(0.0767) | -0.2574***<br>(0.0767) | -0.2612***<br>(0.0842) | -0.2460***<br>(0.0824) |
| $\ln age$                                      |                        |                        | 0.1927***<br>(0.0317)  | 0.1959***<br>(0.0328)  |
| $\ln size$                                     |                        |                        | 0.5529***<br>(0.0257)  | 0.5592***<br>(0.0261)  |
| $\ln labor$                                    |                        |                        | 0.1539***<br>(0.0145)  | 0.1628***<br>(0.0154)  |
| $profit$                                       |                        |                        | 0.8869***<br>(0.0677)  | 0.8718***<br>(0.0722)  |
| $\ln GDP$                                      |                        |                        | -0.0016<br>(0.0188)    | -0.0019<br>(0.0194)    |
| $openness$                                     |                        |                        | -0.0066<br>(0.0397)    | -0.1416<br>(0.0938)    |
| $\ln people$                                   |                        |                        | -0.0179<br>(0.0376)    | -0.0157<br>(0.0393)    |

(续表)

| 变量            | $\ln value_{ict}$ |                     |                       |                       |
|---------------|-------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
|               | (1)               | (2)                 | (3)                   | (4)                   |
| $\ln railway$ |                   | -0.0310<br>(0.0707) | 0.1079<br>(0.0788)    | 0.1238<br>(0.0794)    |
| $\ln highway$ |                   | 0.0980<br>(0.0893)  | -0.2382**<br>(0.1001) | -0.2138**<br>(0.1031) |
| 企业固定效应        | 是                 | 是                   | 是                     | 是                     |
| 时间固定效应        | 是                 | 是                   | 是                     | 是                     |
| 删除2010年数据     | 否                 | 否                   | 否                     | 是                     |
| Observations  | 159 010           | 159 008             | 128 640               | 119 795               |
| R-squared     | 0.796             | 0.796               | 0.810                 | 0.810                 |

## 2. 增加水运方式出口概率的机制验证

进一步,从企业运输方式的角度进行机制的识别和验证。已有文献发现,运输成本降低可以影响企业运输方式的选择(Hummels and Schaur, 2013),企业会转向成本较低的运输方式出口(Avetisyan and Hertel, 2021)。因此,本文依据海关数据库出口运输方式和企业出口港口变量,构建长江沿线企业水路运输变量  $Transport_{ict}$ 。具体而言,将企业运输方式为水运运输,且出口港口为长江沿岸港口的定义为长江沿线企业水路运输变量,将其赋值为1;其他运输方式和出口港口,赋值为0。主要是考虑到内河港口的出口运输可能为多式联运,并非最终以海运的形式出口。因此,以长江沿海港口的出口作为检验水运概率增加的被解释变量,如果结果为正向影响,即代表三峡大坝建设能够促进企业以水运运输方式的出口。

表4第(1)列不加入任何控制变量,第(2)—(4)列依次加入企业层面的控制变量和宏观层面的控制变量,第(5)列进一步删除了2010年的数据,其结果均为正值,且均在可信的置信水平上显著。结果显示,长江三峡大坝修建通航会提高企业通过水运方式出口的概率,其含义是长江三峡修建提升了长江航运能力,企业更倾向于利用成本更低的水路运输方式出口,进而提升企业的出口规模。

表4 机制分析：增加水路运输概率

| 变量                           | $Transport_{ict}$     |                       |                       |                      |                      |
|------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
|                              | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                  | (5)                  |
| $Treat_{ic} \times year03_t$ | 0.0494***<br>(0.0182) | 0.0438**<br>(0.0175)  | 0.0516**<br>(0.0204)  | 0.0344*<br>(0.0196)  | 0.0396**<br>(0.0193) |
| $\ln age$                    |                       | -0.0100*<br>(0.0057)  | -0.0095<br>(0.0060)   | -0.0084<br>(0.0059)  | -0.0089<br>(0.0059)  |
| $\ln size$                   |                       | 0.0102***<br>(0.0031) | 0.0107***<br>(0.0032) | 0.0078**<br>(0.0030) | 0.0079**<br>(0.0032) |

(续表)

| 变量               | <i>Transport<sub>ict</sub></i> |                       |                       |                        |                        |
|------------------|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
|                  | (1)                            | (2)                   | (3)                   | (4)                    | (5)                    |
| <i>lnlabor</i>   |                                | 0.0167***<br>(0.0025) | 0.0141***<br>(0.0025) | 0.0101***<br>(0.0021)  | 0.0105***<br>(0.0022)  |
| <i>profit</i>    |                                |                       | -0.0121<br>(0.0128)   | -0.0098<br>(0.0116)    | -0.0136<br>(0.0121)    |
| <i>lnGDP</i>     |                                |                       | 0.0017<br>(0.0042)    | 0.0019<br>(0.0041)     | 0.0025<br>(0.0044)     |
| <i>openness</i>  |                                |                       | 0.0869***<br>(0.0137) | 0.0396***<br>(0.0138)  | 0.0532**<br>(0.0262)   |
| <i>lnpeople</i>  |                                |                       | 0.0071<br>(0.0124)    | 0.0039<br>(0.0108)     | 0.0034<br>(0.0110)     |
| <i>lnrailway</i> |                                |                       |                       | -0.1784***<br>(0.0336) | -0.2018***<br>(0.0365) |
| <i>lnhighway</i> |                                |                       |                       | 0.3178***<br>(0.0491)  | 0.3190***<br>(0.0495)  |
| 企业固定效应           | 是                              | 是                     | 是                     | 是                      | 是                      |
| 行业时间固定效应         | 是                              | 是                     | 是                     | 是                      | 是                      |
| 删除2010年数据        | 否                              | 否                     | 否                     | 否                      | 是                      |
| Observations     | 159 200                        | 149 937               | 128 742               | 128 742                | 119 894                |
| R-squared        | 0.863                          | 0.862                 | 0.870                 | 0.871                  | 0.868                  |

#### 四、政策含义、研究局限与未来拓展

优质的基础设施是企业出口比较优势的重要来源,基础设施建设可以降低企业出口的国内贸易成本,尤其对幅员辽阔、内陆深远的中国而言。本文研究得出长江三峡水利工程建设通过提升长江航运能力,降低企业贸易成本,进而促进企业的出口。基于实证发现,我们得到以下两点政策含义。第一,充分重视国内水运成本的重要作用。贸易成本的降低,不仅通过公路、铁路和航空运输实现,同时应充分发挥长江内河航运功能。内河航运成本的降低能有效链接内贸和外贸,其有利于构建国内国际双循环相互促进的新发展格局。第二,充分发挥长江航运在长江经济带高质量发展中的重要功能。长江三峡水利工程建设,通过连接上游的重庆、四川,提升长江下游航运能力,更加凸显长江在中西部内河运输的地位。政府应充分以长江黄金水道为依托,推动上中下游地区协调发展,构建横贯东西、沿江沿海全面开放的长江经济带。

需要指出的是,本文还存在两个方面的局限性,有待未来研究做进一步的拓展。首先,囿于数据可得性,本文未能对长江三峡修建导致企业出口成本的降低水平直接进行度

量,这也是学术界研究贸易成本时的一个难点。在未来研究中,可以通过企业和长江沿线港口单位进行调研,准确度量贸易成本的变化。其次,本文利用双重差分法识别了航运能力提升与企业出口的因果关系,控制了铁路和公路运输对企业出口的影响。在未来研究中,将水路运输、铁路运输和公路运输纳入统一的分析框架,构建一般均衡模型,剖析不同运输方式对企业出口的协同机制,具有重要的现实意义。

## 参考文献

- [1] Abadie, A., and S. Dermisi, "Is Terrorism Eroding Agglomeration Economies in Central Business Districts? Lessons from the Office Real Estate Market in Downtown Chicago", *Journal of Urban Economics*, 2008, 64, 451-463.
- [2] Abeberese, A. B., and M. Chen, "Intranational Trade Costs, Product Scope and Productivity: Evidence from India's Golden Quadrilateral Project", *Journal of Development Economics*, 2022, 156, 102791.
- [3] Avetisyan, M., and T. Hertel, "Impacts of Trade Facilitation on Modal Choice and International Trade Flows", *Economics of Transportation*, 2021, 23, 10023.
- [4] Bernard, A.B., J.B. Jensen, and P.T. Schott, "Trade Costs, Firms and Productivity", *Journal of Monetary Economics*, 2010, 53(5), 917-937.
- [5] Branco, C., D. Dohse, J. P. Dos Santos, and J. Tavares, "Nobody's Gonna Slow Me Down? The Effects of a Transportation Cost Shock on Firm Performance and Behavior", *Journal of Urban Economics*, 2023, 136, 103569.
- [6] Chaney, T., "Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade", *American Economic Review*, 2008, 98(4), 1707-21.
- [7] 陈海山、汪阳,“超大型水利设施防洪与区域经济发展:以三峡工程为例”,《世界经济》,2022年第5期,第137—161页。
- [8] 陈勇兵、陈宇媚、周世民,“贸易成本、企业出口动态与出口增长的二元边际——基于中国出口企业微观证据:2000—2005”,《经济学》(季刊),2012年第4期,第1477—1502页。
- [9] 陈阵、隋岩,“贸易成本如何影响中国出口增长的二元边际:多产品企业视角的实证分析”,《世界经济研究》,2013年第10期,第43—48+88页。
- [10] 陈紫若、刘林青,“企业跳跃距离、出口多样性对出口二元边际的影响研究”,《国际贸易问题》,2022年第2期,第140—157页。
- [11] Coşar, A. K., and B. Demir, "Domestic Road Infrastructure and International Trade: Evidence from Turkey", *Journal of Development Economics*, 2016, 118, 232-244.
- [12] Fan, J., Y. Lu, and W. Luo, "Valuing Domestic Transport Infrastructure: A View from the Route Choice of Exporters", *Review of Economics and Statistics*, 2023, 105 (6), 1562-1579.
- [13] Felbermayr, G. J., and A. Tarasov, "Trade and the Spatial Distribution of Transport Infrastructure", *Journal of Urban Economics*, 2022, 130, 103473.
- [14] He, X., "Dams, Cropland Productivity, and Economic Development in China", *China Economic Review*, 2023, 81, 102046.
- [15] 黄玖立、徐旻鸿,“境内运输成本与中国的地区出口模式”,《世界经济》,2012年第1期,第58—77页。
- [16] 黄小兵、黄静波,“异质企业、贸易成本与出口:基于中国企业的研究”,《南开经济研究》,2013年第4期,第111—126页。
- [17] Hummels, D. L., and G. Schaur, "Time as a Trade Barrier", *American Economic Review*, 2013, 103(7), 2935-59.

- [18] 李超、李涵、唐丽森,“高速铁路、运输效率与垂直专业化分工”,《经济学》(季刊),2021年第1期,第51—70页。
- [19] Li, J., L. Liao, and X. Dai, “Economic and Agricultural Impacts of Building a Dam—Evidence from Natural Experience of the Three-Gorges Dam”, *Agriculture*, 2022, 12(9), 1372.
- [20] 李楠、刘嘉娜,“高铁开通、经济集聚与中国制造业企业出口二元边际”,《国际商务(对外经济贸易大学学报)》,2022年第3期,第1—18页。
- [21] 李松林、刘修岩、王峤,“集聚与创新:来自摩天大楼修建的证据”,《经济学》(季刊),2023年第2期,第517—531页。
- [22] 李自若、杨汝岱、黄桂田,“内贸成本、外贸成本与畅通国内大循环”,《中国工业经济》,2022年第2期,第61—79页。
- [23] Liu, D., L. Sheng, and M. Yu, “Highways and Firms’ Exports: Evidence from China”, *Review of International Economics*, 2023, 31(2), 413-443.
- [24] Lorz, O., “Investment in Trade Facilitating Infrastructure: A Political-Economy Analysis”, *European Journal of Political Economy*, 2020, 65, 101928.
- [25] Lu, Y., Z. Tao, and L. Zhu, “Identifying FDI Spillovers”, *Journal of International Economics*, 2017, 107, 75-90.
- [26] Martincus, C.V., J. Carballo, and A. Cusolito, “Roads, Exports and Employment: Evidence from a Developing Country”, *Journal of Development Economics*, 2017, 125, 21-39.
- [27] 聂辉华、江艇、杨汝岱,“中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题”,《世界经济》,2012年第5期,第142—158页。
- [28] 钮新强,“建设三峡水运新通道提升黄金水道支撑力”,《长江技术经济》,2018年第2期,第47—52页。
- [29] 钱学锋,“企业异质性、贸易成本与中国出口增长的二元边际”,《管理世界》,2008年第9期,第48—56+66+187页。
- [30] 孙晓华、王昀,“R&D投资与企业生产率:基于中国工业企业微观数据的PSM分析”,《科研管理》,2014年第11期,第92—99页。
- [31] 唐宜红、俞峰、林发勤、张梦婷,“中国高铁、贸易成本与企业出口研究”,《经济研究》,2019年第7期,第158—173页。
- [32] 王宏伟,“国家重大建设项目区域经济影响评价研究——以三峡工程建设为实证基础”,《数量经济技术经济研究》,2020年第4期,第107—126页。
- [33] 许家云、毛其淋、胡鞍钢,“中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究”,《世界经济》,2017年第3期,第52—75页。
- [34] Yang, Y., J. Zheng, L. Zhu, H. Zhang, and J. Wang, “Influence of the Three Gorges Dam on the Transport and Sorting of Coarse and Fine Sediments Downstream of the Dam”, *Journal of Hydrology*, 2022, 615, 128654.

# The Impact of the Improvement of Shipping Capacity on Firms' Export: A Quasi-Natural Experiment Based on the Impoundment and Navigation of the Three Gorges Dam

YAN Wenshou

(Zhongnan University of Economics and Law)

HUANG Kaixing\*

(Peking University)

LIN Faqin

(China Agricultural University)

YOU Yaxuan

(Peking University)

HAO Xiaoning

(Zhongnan University of Economics and Law)

**Abstract:** This research takes the water storage and navigation of the Three Gorges of the Yangtze River as a quasi-natural experiment to identify the causal effect that the improvement of shipping capacity has on firms' export. The results show that the improvement of shipping capacity will only affect the intensive margins of trade, but not significantly on the extensive margins of trade. Heterogeneity analysis indicates that it mainly affects the large firms and firms located in the middle and upper reaches of the Yangtze River. The mechanism analysis shows that the construction of the Three Gorges Dam has a greater impact on the export of firms with higher dependence on water transportation by improving the shipping capacity of the Yangtze River and reducing firms' export cost. Meanwhile, the reduction of water transportation costs increases the probability of firms' export through waterway transportation, thereby promoting the firms' export.

**Keywords:** infrastructure construction; firms' export; the Three Gorges Dam

**JEL Classification:** F12, F14, R40

---

\* Corresponding Author: HUANG Kaixing, China Center for Agricultural Policy, Peking University, Haidian District, Beijing 100871, China; Tel: 86-15110084989; E-mail: kaixing.huang@pku.edu.cn.