

水运投资对工业发展的门槛特征及解释研究

宋 敏 王 茜 李 剑

(河海大学商学院,江苏南京 211100)

摘 要:水运作为工业化中后期的一种重要运输方式,与工业经济发展密切相关。选取江苏省 2000—2016 年 13 个地市的面板数据,运用门槛模型和空间杜宾模型研究水运投资和工业经济间的关系。研究表明:水运投资对工业增加值表现出显著的双重门槛效应,分别于 2006 年、2011 年通过了门槛临界点;水运投资表现出明显的空间溢出特征,溢出效应在 2006 年、2011 年门槛发生前后的增加值略小于门槛前后水运投资弹性系数变化值,表明溢出效应是门槛特征发生的主要原因,水运投资主要通过间接效应来影响地区间的工业发展水平。

关键词:水运投资;基础设施投资;门槛特征;空间溢出

中图分类号:F127;F224;F552.7 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2018)05-0057-07

一、引 言

水运业是交通运输系统的重要组成部分,是社会经济活动所依赖的基础产业部门,具有装载量大、运输成本低、能源消耗少、环境影响小的特点,在对外贸易和大宗商品运输中优势显著。水运业对国民经济持续健康发展具有广泛而深远的影响,当前“长江经济带”“海上丝绸之路”等战略的推进需要水运作为支撑,如何科学地规划水运基础设施投资建设成为当下重要课题。

长期以来,国内外学者就交通基础设施与经济发展、产业布局的关系进行了深入研究,已有文献大多以交通运输业整体作为研究对象。部分研究认为,交通基础设施属于经济性基础设施投资,可以直接作用于经济增长,最早可追溯到 Aschauer 运用宏观模型测算出美国基础设施对于经济增长的直接产出弹性^[1]。学术界对此持续关注,分别从交通基础设施的经济效应、产业集聚效应、效率改进效应等方面进行论证。国内学者刘生龙等运用巴罗类型的增长模型研究发现,交通基础设施对中国经济增长有显著的正向促进作用,交通基础设施条件差距会造成区域间经济发展差距^[2];唐红祥等发现,交通基础设施与制造业集聚存在空间分布的一致性^[3];李

忠民等认为,应加强对现有交通基础设施运营效率的关注^[4]。也有文献认为,交通基础设施的直接影响为负,如王晓东等通过 Feder 模型研究表明,交通基础设施与其他部门之间相对边际生产率的差距使其直接影响为负^[5]。随着研究深入,部分学者认为,交通基础设施与经济主体间存在非线性关系,且表现出门槛特征。黄寿峰等实证得出,交通基础设施发展与经济增长间是互为 Granger 因果的非线性关系^[6];刘明等构建 3 部门内生增长模型实证检验发现,交通基础设施投资对区域经济的影响呈现“倒 U 型”关系^[7];尹希果实证检验交通运输与制造业集聚的非线性关系^[8];Deng 等在讨论交通促进中国经济增长的影响时认为,门槛效应存在^[9]。在考虑交通基础设施给经济发展带来的外部性后,关于交通基础设施的空间溢出效应收到了越来越多的重视。Cohen 等认为,基础设施通过降低与相邻地区之间的运输成本和交易费用而对相邻地区产生正的空间溢出效应^[10];王磊等建立空间杜宾模型研究长江经济带交通基础设施的空间溢出效应^[11];胡艳等发现,通过经济联系发生的空间溢出效应大于简单相邻关系产生的空间溢出效应^[12];李涵等构建了一个结合空间维度的固定效应模型框架,估计我国省级公路设施建设对企业库存的空间溢出效应^[13];刘

收稿日期:2018-07-17
基金项目:教育部人文社会科学规划基金项目(15YJA790052);中央高校基本科研业务费(2017B32314)
作者简介:宋敏(1975—),女,四川眉山人,副教授,从事水运经济研究。

勇研究了公路、水运交通固定资本存量对中国经济增长的空间溢出作用,得出溢出效应总体为正、部分时间段为负的结果^[14]。目前,关于水运投资的研究成果还比较少,研究内容集中于测算水运基础设施的效率和対经济贡献率,如国外学者 Kevin 等应用 CCR、BCC 和 FDH 模型测算世界主要集装箱港口效率^[15];邵文武等运用投入产出法测算水运业对国民经济的综合贡献率^[16]。

从国内外已有研究可看出,当前的研究成果大多是从总体上论述交通基础设施与区域经济、产业间的关系,细分化研究不足,尤其是关于不同类型交通设施投资与各部门间的关系研究尚少。同时,学者在研究基础设施的门槛效应时,只局限于对门槛值的测定,而忽略对门槛发生的原因的探究。随着工业化中后期运输结构逐步转向综合运输和集装箱联运,水运绿色发展、可持续发展的效用将越发显著。作为“长江经济带”下游核心省份,江苏内河港口航道发达,在“长江经济带”大力发展内河水运的战略机遇期,水运投资的作用将进一步凸显。因此,笔者选择水运投资作为研究对象,研究水运投资的门槛特征并尝试采用空间计量模型具体分析门槛发生前后直接影响和溢出效应的变化,对门槛发生的原因进行解释分析,为推动江苏水运经济发展、建设“水运强省”提供理论依据。

二、研究机理、模型设定与变量选取

1. 水运投资影响工业产出的作用机理

水运基础设施具有一定的网络经济性,即水路运输需要实现通达性后才能显著作用于工业布局和工业发展。可达性是交通基础设施的重要指标之一,网络化是经济的重要支撑^[17]。水运基础设施投资一般表现为投资金额大、时间跨度长,随着水运基础设施投资的加大、水路运输网络的逐渐完善,水路运输的可达性逐步提高,使得点与点以及点与面之间的联系增强,从而能调整资源的分配状况与资源利用的优先度,有效降低工业平均成本,进一步影响工业产出、布局和结构升级。但是,各地区水运基础设施受到财政收入限制而出现规划协调性不够或部分地区出现规划相对滞后的现象,网络性、通达性可能随着某些大工程的竣工而实现一次飞跃,使要素在区内生产和交易成本更低,这种飞跃的时间点称为门槛时间临界点,而这种现象被称为门槛特征。

水运基础设施具有空间上的溢出效应。基础设施属于可以直接带动经济发展、工业增长的建设投资项目中的一类,水运等交通基础设施拥有空间上外溢的属性,即当地的交通基础设施不仅作用于当

地工业发展,还对整个邻近区域产生影响^[18]。分析外溢效应的产生原因可知,一方面,因为交通基础设施的完善可以促使要素从原有配置状态向最优配置的均衡点靠近,提升资源配置效率,从而间接推动经济增长;另一方面,交通基础设施的网络效应会加强地区之间的地理和经济联系,降低与外部世界交易成本,促进要素在地区间流动运转,最终影响经济和产业的空間分布。所以,门槛特征的存在不仅源于本地区水运基础设施投资的增加,同时源自于其他地区水运投资的溢出作用。

2. 模型设定

(1) 门槛模型

根据上述分析,水运投资与工业增长的关系可能并非简单的线性关系,因此,采用面板门槛模型进行实证研究。门槛模型是 Hansen 于 1999 年提出的,是解决非线性参数估计的有效方法之一^[19]。

单一门槛的一般形式为:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 \ln X_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \ln X_{it} I(q_{it} > \gamma) + \theta \ln z_{it} + \varepsilon \quad (1)$$

式中, y_{it} 表示被解释变量, X_{it} 表示解释变量, z 表示控制变量; θ 和 β 分别为参数的估计系数, γ 为待估计的门槛值, $I(\cdot)$ 为示性函数, ε 表示随机误差项。

考虑可能存在多重门槛,门槛模型设定为:

$$\ln y_{it} = A + \beta_1 \ln K_{it} I(\ln K_{it} < \gamma_1) + \beta_2 \ln K_{it} I(\gamma_1 \leq \ln K_{it} < \gamma_2) + \dots + \beta_m \ln K_{it} I(\gamma_{m-1} \leq \ln K_{it} < \gamma_m) + \beta_{m+1} \ln K_{it} I(\ln K_{it} \geq \gamma_m) + Contr + \varepsilon \quad (2)$$

式中, $i=1,2,\dots,N$,表示不同地区; $t=1,2,\dots,T$,表示时间; $\ln K$ 既是核心解释变量,也是门槛变量,用水运投资资本存量表示; y_{it} 为被解释变量,代表各地区的工业增加值; $Contr$ 为不受门槛变量影响的控制变量,选用财政支出、工业就业人数、外贸依存度、城镇化水平等指标; I 为指标函数,相应的条件成立时取值为1,否则为0。

(2) 空间相关性检验

① 全局空间自相关

全局空间自相关主要用于描述区域单元某种现象的整体空间分布情况,检验空间自相关最常用的方法是 Moran's I 指数法,具体计算公式为:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (3)$$

式中, W 为空间权重矩阵;莫兰指数的取值一般介于-1到1之间,大于0表示正自相关,小于0表示负自相关,接近于0表示不存在空间自相关。

②局部空间自相关

局部空间自相关可进一步观察研究区域的空间异质性,Moran 散点图能够反映出区域单元与相邻区域之间局部空间联系形式(HH、HL、LL、LH),采用 Moran 散点图探究局部空间不稳定性。

(3)空间模型设定

水运投资对工业的影响在地理空间上表现出一定的空间溢出效应,即工业产出不仅受到本地区的各种因素的影响,还会受到周边地区的影响。依据新经济地理学的思想和理论,引入表示地区之间空间距离的空间矩阵 W 。常见的空间回归模型包括空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。空间杜宾模型(SDM)不仅可以估计自变量对于自身的影响,还可以估计对其他区域的影响,因此,选用空间杜宾模型(SDM)来研究水运投资对工业增加值的空间溢出效应。

$$\ln IVA = \alpha \tau_n + \rho W_{IVA} + \beta_1 \ln TII + \beta_2 \ln IL + \beta_3 \ln \sum X_i + \theta_1 W \ln TII + \theta_2 W \ln IL + \theta_3 W \ln \sum X_i + \varepsilon \tag{4}$$

式中, W 为空间权重矩阵; β 为变量的参数估计。需要注意的是,若 $\rho \neq 0$,则 W_y 和 W_x 的系数 ρ 和 θ ,以及 X 的回归系数 β 的意义不能表示解释变量的空间效应。

3. 变量选取与数据来源

(1)变量选取

①被解释变量:工业增加值(IVA)。选择工业增加值来表示工业产出,以 2000 年为基期进行可比价折算。

②解释变量:水运投资(K)。水运投资指水运基础设施投资,江苏省水运投资位于全国前列,内河水运已形成网状分布,很多航道贯穿几个地市。通过调研交通厅航道局获得各条航道在各市的岸线长度,将省航道局统一调配的每条航线的建设资金按照航道流经的各市岸线长度进行比例划分,再加上直接分配到地级市的航道建设资金汇总得到 13 个地级市的数据,最后将整理的各市港口投资额度和航道投资额度加总得到水运投资额度。加总后用永续盘存法 $K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$ 估算, δ 表示资本存量的折旧率,普遍采用 10.96% 替代,最后以 2000 年为基期进行价格折算处理获得水运资本存量,作为核心解释变量和门槛变量。工业劳动力投入(IL)是影响工业增加值最重要的因素之一,由于我国统计年鉴中尚未劳动力工作时间,且不同素质的劳动力对工业产出也有较大区别,因此直接采用工业劳动力

人数作为投入变量。

③控制变量:财政支出(FE)用一般公共预算支出表示;城镇化水平(UL)用城镇人口除以总人口的比重表示;外贸依存度(OP)采用贸易进出口总额与 GDP 的比值来表示。

(2)数据来源

以江苏省 13 个地级市为研究对象,变量数据由 2000—2017 年的《中国城市统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国港口年鉴》《江苏统计年鉴》和《江苏交通年鉴》以及江苏 13 个地级市统计年鉴汇总得到。

三、水运投资门槛特征实证结果

1. 门槛效应的显著性和置信区间估计

在进行门槛面板回归之前,利用 LLC、PP 检验方法对模型中的相关变量进行平稳性检验,所有变量在 1% 的显著性水平下均不存在单位根。为了确定门槛个数以便确定模型形式,需要在单一门槛、双重门槛以及三重门槛的假设下进行门槛效应检验,得到 3 种假设下的 F 统计量,以及采用自抽样(Bootstrap)模拟 F 统计量的渐进分布和临界值。由表 1 可知,门槛变量水运投资在 10% 的显著性水平下通过了单一门槛检验,在 5% 的显著性水平下通过了双重门槛检验,三重门槛未通过显著性检验。双重门槛 P 值更小,较单一门槛显著性更优,所以,选择双重门槛模型进一步进行门槛估计值检验,门槛变量的估计值和对应的 95% 置信区间结果详见表 2。

表 1 门槛效果 Bootstrap 检验

门槛变量	类型	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
					1%	5%	10%
水运投资	单一门槛	24.356 *	0.078	500	20.787	11.255	5.424
	双重门槛	7.156 **	0.041	500	12.458	5.757	2.757
	三重门槛	1.193	0.264	500	9.584	3.475	2.121

注:使用 Stata12.0 采用 Bootstrap500 次自抽样计算;** 和 * 分别表示回归结果在 5% 和 10% 的水平下显著

表 2 门槛估计值与置信区间

门槛变量		估计值	95% 置信区间
水运投资	第一个门槛值	7.5194	[5.4810,10.9282]
	第二个门槛值	12.2825	[11.4535,12.4242]

2. 门槛回归结果及经济学解释

表 3 列出了水运投资的双门槛模型估计结果,根据 P 值可知,模型中所有变量在 1% 的水平下通过了显著性检验。水运投资对城市工业增加值的影响随着投资额的提高而呈现出显著的区间效应,且影响显著为正,由于在进行回归估计时采用的是对数形式,因此可以将水运投资对工业的影响解释为

弹性。在 $\ln K < 7.5194$ 时,水运基础设施投资每增加 1%,工业增加值会提高 0.0296%;在 $7.5194 < \ln K < 12.2825$ 时,水运基础设施投资每增加 1%,工业增加值会提高 0.0957%;在 $\ln K > 12.2825$ 时,水运基础设施投资每增加 1%,工业增加值会提高 0.1248%;水运基础设施投资随着每一阶段门槛值的跨越对工业的影响有较大幅度的增强。

导致这一现象出现的原因可能在于:第一阶段的水运基础设施供给相对不足,导致其对地区间的经济往来、资本流动影响有限,且水运基础设施建设周期相对较长,在建设和运营初期不能完全发挥作用,从而对工业的贡献相对较小;第二阶段由于水运基础设施供给突破了瓶颈值,水路运输网建设初步形成,区域间可达性大大增加,从而使得水运基础设施对工业产生了相对更大的促进作用;在第三阶段,水运网络进一步完善,欠发达地区基础设施的建设的进一步加强,联动效应明显。

表 3 双重门槛的面板门槛模型估计结果

变量	回归系数	<i>t</i> 值	<i>P</i> 值
$\ln K_1$	0.0296	2.8290	0.0051
$\ln K_2$	0.0957	2.7099	0.0073
$\ln K_3$	0.1248	0.6412	0.0027
$\ln IL$	0.3334	3.3689	0.0009
$\ln FE$	0.6235	42.4006	0.0000
$\ln UL$	-0.1776	-2.1352	0.0340
$\ln OP$	0.1186	3.9953	0.0001

四、水运投资门槛特征的解释

1. 水运投资门槛时间临界点选择

尝试用溢出效应解释门槛效应发生前后门槛变量弹性系数变化的原因,首先需要找到门槛特征值对应的时间上的临界点。采用江苏省 13 个地级市水运投资资本存量历年的平均值与门槛值进行对比,选出与门槛值最接近的年份为临界点,并将门槛时间临界点前后划分成两个时间段,基于空间计量模型的实证分析探究门槛变量弹性系数变化(表 4)的原因。

表 4 2000—2016 年江苏省水运投资资本存量平均值

年份	资本存量 平均值/万元	年份	资本存量 平均值/万元
2000	0.775	2009	10.662
2001	1.328	2010	11.346
2002	1.847	2011	12.823
2003	4.856	2012	13.700
2004	3.483	2013	14.438
2005	4.455	2014	15.677
2006	7.737	2015	15.877
2007	9.308	2016	14.138
2008	9.415		

根据表 4 可知,2006 年江苏省 13 地市水运资本存量的平均值为 7.737,与第一门槛值 7.5194 最为接近;2011 年水运投资资本存量平均值为 12.823,与第二门槛值 12.2825 最为接近。因此,选择 2006 年、2011 年为第一门槛、第二门槛发生的时间临界点,而且,2006 年和 2011 年前后,门槛变量的弹性系数发生突变。

对于水运投资门槛值发生的原因进行探究发现,“十五”期间江苏省水运基础设施建设滞后、资金投入严重不足,导致江苏省航道设施等级偏低且不断恶化、港口运力增速缓慢。自 2005 年起,江苏省陆续出台《江苏省干线航道网规划》《江苏省航道管理条例》《关于加快水运发展的意见》《江苏省港口条例》等政策措施,并挂牌成立江苏省港口管理局,建立水运基础设施建设专项资金,加大财政拨款力度,2006 年水运投资首次突破 100 亿元,相当于“十五”期间总和。政策的不断完善、法律的支撑保障加上水运投资的累积,使得江苏省水运投资在 2006 年突破了第一个门槛值。“十一五”期间,江苏省港口、航道规划的稳步推进以及资金扶助渠道和额度的明确使得水运基础设施建设进一步完善,干支直达的江海河联运航道体系初步形成,航道通航能力、沿海港口功能持续提升,水路运输效率、可持续发展能力和保障能力明显增强,总体水平基本适应全省水路运输需求。结构完善、衔接紧密、区域成网的水路交通基础设施网络促使水运投资第二个门槛值在 2011 年得以突破。

2. 基于溢出效应的水运投资门槛特征的解释分析

(1) 空间相关性分析

采用 Moran’s I 指数从全局空间层面对江苏省工业增加值的空间相关性进行检验,表 5 反映出具体的检验结果。由 P 值可知,在 3 种不同的空间权重矩阵下,Moran’s I 指数在所有年份通过了 1% 的显著性检验。Moran’s I 指数的值集中在 0.245 ~ 0.758 之间,表明江苏省工业增加值存在显著的空间集聚特征,江苏省工业增加值高的地区和低的地区出现相对集聚的现象,适合采用空间计量的方法进行实证分析。

进一步采用 Moran 散点图观察 3 种不同矩阵下,2016 年江苏省工业增加值的局部空间相关性(图 1—图 3)。图中,一三象限内城市数量显著多于二、四象限内城市数量,表明较多地区处于低低集聚的地区与高高集聚的地区,高低集聚区与低高集聚区较少,表现出较强的空间正相关性。

表 5 江苏省工业增加值的全局空间自相关检验结果

年份	空间邻接矩阵			地理距离矩阵			经济距离矩阵		
	Moran' I	Z(I)	P 值	Moran' I	Z(I)	P 值	Moran' I	Z(I)	P 值
2000	0.423	3.480	0.000	0.339	4.627	0.000	0.410	3.632	0.000
2001	0.417	3.500	0.000	0.340	4.285	0.000	0.483	3.491	0.000
2002	0.503	3.519	0.000	0.278	4.286	0.000	0.499	3.768	0.000
2003	0.439	3.371	0.000	0.245	4.943	0.000	0.416	3.303	0.000
2004	0.435	3.406	0.000	0.233	4.539	0.000	0.489	3.128	0.000
2005	0.471	3.506	0.000	0.306	4.771	0.000	0.497	3.170	0.000
2006	0.474	3.517	0.000	0.308	4.611	0.000	0.458	3.072	0.000
2007	0.460	3.601	0.001	0.302	4.901	0.000	0.408	3.474	0.000
2008	0.463	3.621	0.001	0.319	4.340	0.000	0.489	2.954	0.000
2009	0.472	3.613	0.001	0.321	4.207	0.000	0.429	3.123	0.000
2010	0.466	3.549	0.001	0.304	4.924	0.000	0.505	3.269	0.000
2011	0.461	3.494	0.001	0.318	4.143	0.000	0.465	3.430	0.001
2012	0.441	3.373	0.002	0.304	4.217	0.000	0.463	3.549	0.001
2013	0.471	3.288	0.002	0.311	4.162	0.000	0.457	3.690	0.001
2014	0.426	3.243	0.003	0.280	4.082	0.001	0.400	3.453	0.001
2015	0.431	3.146	0.004	0.294	4.270	0.001	0.457	3.690	0.002
2016	0.414	3.131	0.004	0.281	4.382	0.001	0.455	3.453	0.002

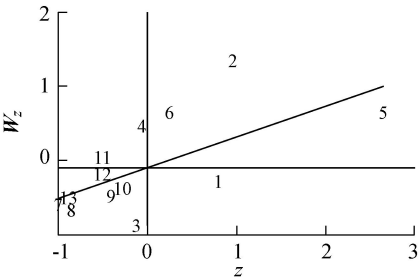


图 1 2016 年江苏工业增加值
邻接矩阵 Moran 散点图

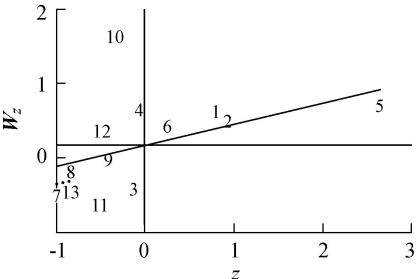


图 2 2016 年江苏工业增加值
地理矩阵 Moran 散点图

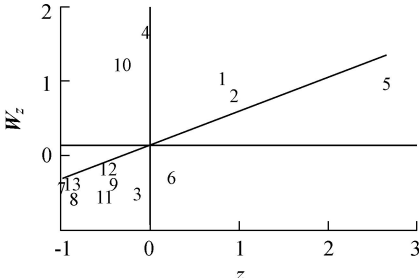


图 3 2016 年江苏工业增加值
经济地理矩阵 Moran 散点图

(2)空间溢出效应分析

采用空间杜宾模型,分别基于邻接矩阵、地理矩阵、经济地理矩阵对 2000—2006 年、2007—2011 年、2012—2016 年双重门槛发生前后的 3 个阶段做实证分析(表 6)。

①对比 3 种空间权重矩阵,邻接矩阵的拟合优度高于地理矩阵和经济矩阵。

②在 2000—2006 年,3 种空间权重矩阵下,水运投资对工业增加值直接影响的弹性为 0.026 3、0.021 4、0.019 1,溢出效应的弹性为 0.007 1、0.004 8、0.003 3。即本地水运投资每增加 1%,本地工业增加值会提高 0.019 1%~0.026 3%;其他地区水运投资每增加 1%,本地工业增加值会提高 0.003 3%~0.007 1%。水运投资每增加 1%,工业增加值总共增加 0.022 4%~0.033 4%,且溢出效应数值小于直接效应数值。数据表明,2000—2006 年,江苏水运投资对工业增加值的直接影响和溢出效应微弱,此阶段江苏水运基础设施投资力度较小,港口基础设施薄弱,航道设施失养失修,水运网络不畅,整体对工业增加值影响较小。其他变量中,工业劳动力投入、财政支出、外贸水平的直接效应回归系数均为正,表明这些因素对本地区工业产出具有正向影响,而城镇化水平直接效应的回归系数为负,这可能是因为 2000—2006 年城镇化处于集聚发展阶段,滞后于工业发展,规模经济尚未产生,并不能使工业成本显著降低。在 3 种空间权重条件下的系数值中,变量中工业劳动力投入系数最大,其次为财政支出系数,这说明此阶段工业发展对劳动力投入和政府财政支出更为依赖。溢出效应中工业劳动力投入的溢

表 6 2000—2016 年 SDM 模型分析结果

效应	变量名称	2000—2006			2007—2011			2012—2016		
		邻接矩阵	地理矩阵	经济地离矩阵	邻接矩阵	地理矩阵	经济地离矩阵	邻接矩阵	地理矩阵	经济地离矩阵
直接效应	lnK	0.0263 **	0.0483 **	0.0607 **	0.0214 *	0.0364 *	0.0524 *	0.0191 **	0.0401 **	0.0532 **
	lnIL	0.7788 **	0.4001 *	0.1269 **	0.6581 *	0.4321 **	0.0916 *	0.6377 **	0.3353 *	0.1377 **
	lnFE	0.3303 **	0.2877 **	0.0681 *	0.2771 **	0.1013 **	0.0351 *	0.2942 **	0.1707 *	0.0542
	lnUL	-0.1463 *	0.1083 *	0.1159 **	-0.1274	0.0741 *	0.0907 *	-0.1214 *	0.1015 **	0.1214 **
	lnOP	0.0780 **	0.0470 **	0.1293 **	0.098 ***	0.0581 **	0.1581 **	0.0937	0.4583 *	0.0937
溢出效应	lnK	0.0071 *	0.0469 **	0.0755 *	0.0048 *	0.0343 **	0.0611 *	0.0033 *	0.0458 **	0.0720 *
	lnIL	-0.1325 *	-0.055 **	-0.0284 *	-0.1254 *	-0.065 *	-0.0354 *	-0.1165	-0.058 **	-0.0565
	lnFE	0.0882 **	0.0882 **	0.0407 **	0.1909 **	0.1236 **	0.0309 *	0.0742 **	0.1042 **	0.0342 **
	lnUL	0.0484 **	0.0402	0.0411	-0.1074 *	0.0674	0.2074	-0.0723	0.0823 *	0.2723 *
	lnOP	0.1228 **	0.1081 **	0.0568	0.1036 *	0.1123 *	0.0399 *	0.2225 *	0.2051 *	0.4225 *
总效应	lnK	0.023 ***	0.0959	0.1372 *	0.0148	0.0707	0.1135 **	0.0114	0.0859	0.1252
	lnIL	0.6463 *	0.3451	0.0985 **	0.5327 *	0.3671	0.0562	0.5212 **	0.2773	0.0812 *
	lnFE	0.4185 *	0.3759	0.1088	0.468	0.2249	0.066 *	0.3684	0.2749	0.0884
	lnUL	-0.1947 *	0.1567	0.167 **	-0.2348 *	0.1415	0.2981	-0.1937 *	0.1838	0.3937 **
	lnOP	0.2008	0.1551	0.1861	0.2016 *	0.1704	0.198 *	0.3162	0.6634	0.5162
R ²		0.81	0.85	0.78	0.77	0.79	0.67	0.69	0.76	0.58
Log-likelihood		313.77	328.37	257.8	285.83	244.75	225.53	175.60	215.28	135.56

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平显著

出效应为负,说明江苏经济发达地区对周边城市产生“虹吸效应”,劳动要素由较为发达的城市流向其他城市,从而降低了其他地区的工业产出。

③2007—2011 年,江苏省水运投资对工业增加值直接效应为 0.0364%~0.0481%,溢出效应为 0.0343%~0.0469%,溢出效应数值范围与直接效应数值范围接近,且相比于 2000—2006 年的直接效应与溢出效应提升显著。数据说明,在 2007—2011 年,江苏水运网络初步建设完成,联通性显著提升,使得溢出效应大大加强。其他变量中,工业劳动力投入、财政支出、外贸水平、城镇化水平的直接效应回归系数均为正,表明这些因素对本地区工业产出具有正向影响。城镇化系数为正说明城镇化通过人口聚集实现了信息沟通加速、劳动组织成本降低、服务单位效率提高等,形成工业化的“红利”,显著且持续地降低了工业生产成本,提高了工业产出效率,促进工业化发展。

④2012—2016 年,江苏省水运投资对工业增加值直接效应为 0.0524%~0.0607%,溢出效应为 0.0611%~0.0765%,水运投资 K 门槛发生后的溢出效应数值显著提升,且大于直接影响,即溢出效果表现得较为显著。工业劳动力投入对工业增加值直接效应的影响系数在 3 个阶段中越来越低,表明工业产出对劳动力的依赖逐渐减弱,溢出效应的抑制作用有减弱的趋势,主要是由于各地区工业结构趋向稳定,且企业也培养了丰富的本地劳动力,使劳动力趋向稳定。政府财政支出对工业的直接效应和溢出效应在 3 个阶段中同样相对递减,表明投资性支

出对江苏地区工业增长经刺激的作用变小,反映出以投资为主的工业产出方式的边际效用不断下降。

基于上述实证分析,江苏水运投资与工业增加值之间存在非线性关系,在 2006 年、2011 年发生门槛特征。在门槛前后的弹性系数分别为 0.0296、0.0957、0.1248,弹性增加值为 0.0661、0.0291。根据门槛发生划分为 3 个阶段,分别为 2000—2006 年、2007—2011 年、2012—2016 年,通过对门槛前后时间段分别实证研究,邻接矩阵的拟合优度高于地理矩阵和经济矩阵。以邻接矩阵为例,2000—2006 年、2007—2011 年、2012—2016 年水运投资对工业增加值的直接效应为 0.0263、0.0483、0.0607,直接效应的弹性增加值为 0.0220、0.0124;溢出效应为 0.0071、0.0469、0.0755,弹性增加值为 0.0398、0.0286。第一个门槛发生时溢出效应的弹性增加值 0.0398 大于直接效应的弹性增加值 0.022,溢出效应较为显著。第二个门槛发生时,溢出效应 0.0286 略小于门槛弹性增加值 0.0291。因此可以认为,溢出效应的大幅增加是门槛前后水运投资弹性的突增的主要原因。这一现象出现的原因主要是,2006 年之后,由于水路投资存量的积累,水运运输网初步形成,各式联运进一步健全,以及苏北及苏中地区航道港口基础设施建设的进一步加强,使得区域间可达性大大增加,从而使得水运投资的溢出效应大大增强,并在 2011 年以后表现更为显著。

五、结论与讨论

通过构建门槛模型和空间杜宾模型,以江苏省

13个地市水运投资为研究对象,研究水运投资的门槛效应并尝试采用水运网络的空间溢出效应对其做出解释,研究结果如下:

第一,水运投资在时间上表现出显著的门槛效应。通过构建门槛模型实证分析可知,双重门槛模型显著性最优,水运投资的门槛特征值为7.5194、12.2825,水运投资对工业增加值的弹性系数在门槛前后分别是0.0206、0.0957、0.1248,分别提升了223.31%、30.40%。其主要原因是水路运输网建设初步形成,区域间可达性大大增加,从而使得水运基础设施对工业产生了相对更大的促进作用。

第二,水运投资在门槛发生前后在空间上的溢出效应显著不同。通过比较可知,2006年、2011年的水运投资平均值与门槛值最为接近,基于此认定2006年、2011年为门槛的时间临界点。以2006年、2011年为分界点,对2000—2006年、2007—2011年、2012—2016年门槛前后的3个时间段进行空间计量分析,可以得出,第一阶段的直接影响为0.0263,空间溢出效应为0.0071,直接影响远大于溢出效应;第二阶段的直接影响为0.0483,溢出效应为0.0469,溢出效应显著提升;第三阶段的直接影响为0.0607,溢出效应为0.0286,溢出效应大于直接效应。因此,时间上的门槛效应显著不同可以主要归因于溢出效应的突增。

本文研究水运投资对工业发展的门槛效应以及水运投资的溢出效应,对于推动江苏省水运高质量发展,促进水运工业经济持续健康发展,具有如下启示:第一,根据水运投资的门槛效应,利用江苏省水运得天独厚的先天发展条件和后天投资存量的不断累积,加强水运网络化建设,发挥水运基础设施的乘数效应,提高水运运力,降低水运运输成本和运输能耗,进一步提升工业竞争力。第二,考虑水运投资的溢出效应是门槛特征发生的主要原因,应加强地区水运空间协调发展,缩小不同地区水运发展差距,建立统一协调机制,打破各地市行政空间束缚,推动技术、资金等要素的有效利用和优势互补,形成水运运能分布与工业产能相互配套的运输体系,支撑流域产业合理布局、促进产业优化升级,成为推进江苏省乃至长江经济带经济社会高质量发展、发挥整体优势的重要引擎。

参考文献:

[1] ASCHAUER D A. Is public expenditure productive? [J]. Journal of Monetary Economics, 1989, 23(2): 177-200.
[2] 刘生龙,胡鞍钢. 交通基础设施与经济增长:中国区域差距的视角[J]. 中国工业经济, 2010(4): 14-23.

[3] 唐红祥,王业斌,王旦,等. 中国西部地区交通基础设施对制造业集聚影响研究[J]. 中国软科学, 2018(8): 137-147.
[4] 李忠民,夏德水,姚宇. 长江经济带交通基础设施效率分析——基于 DEA 模型的 Malmquist 指数方法[J]. 技术经济, 2014, 33(7): 62-68.
[5] 王晓东,邓丹萱,赵忠秀. 交通基础设施对经济增长的影响——基于省际面板数据与 Feder 模型的实证检验[J]. 管理世界, 2014(4): 173-174.
[6] 黄寿峰,王艺明. 我国交通基础设施发展与经济增长的关系研究——基于非线性 Granger 因果检验[J]. 经济学家, 2012(6): 28-34.
[7] 刘明,刘渝琳,丁从明. 政府投资对区域经济发展的双门槛效应——基于对交通基础设施投资的分析[J]. 经济问题探索, 2013(6): 21-31.
[8] 尹希果,刘培森. 中国制造业集聚影响因素研究——兼论城镇规模、交通运输与制造业集聚的非线性关系[J]. 经济地理, 2013, 33(12): 97-103.
[9] DENG T T, SHAO S, YANG L L, et al. Has the transport-led economic growth effect reached a peak in China? A panel threshold regression approach [J]. Transportation, 2014, 41(3): 567-587.
[10] COHEN J, PAUL C. Public infrastructure investment, interstate spatial spillovers and manufacturing costs [J]. The Review of Economics and Statistics, 2004, 86(2): 551-560.
[11] 王磊,翟博文. 长江经济带交通基础设施对经济增长的影响[J]. 长江流域资源与环境, 2018, 27(1): 6-12.
[12] 胡艳,朱文霞. 交通基础设施的空间溢出效应——基于东中西部的区域比较[J]. 经济问题探索, 2015(1): 82-88.
[13] 李涵,唐丽森. 交通基础设施投资、空间溢出效应与企业库存[J]. 管理世界, 2015(4): 126-136.
[14] 刘勇. 交通基础设施投资、区域经济增长及空间溢出作用——基于公路、水运交通的面板数据分析[J]. 中国工业经济, 2010(12): 37-46.
[15] KEVIN C, SONG D W, WANG T F. The application of mathematical pro-gramming approaches to estimating container port production efficiency [J]. Journal of Productivity Analysis, 2005, 24(9): 73-92.
[16] 邵文武,张国良. 水运对中国经济贡献率测算研究[J]. 水运工程, 2007(8): 1-5.
[17] 阎福礼,邹艺昭,王世新,等. 中国不同交通模式的可达性空间格局研究[J]. 长江流域资源与环境, 2017, 26(6): 806-815.
[18] 张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学, 2012(3): 60-77.
[19] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999(93): 345-368.

(责任编辑:高虹)