

交通结构、市场规模与经济增长

陈晓佳 徐 玮 安虎森*

内容提要 当前中国经济面临结构性放缓和运输经济效应放缓的双重压力。本文基于量化空间结构模型构建交通结构与市场规模的可量化关系,采用 1999–2015 年中国综合交通地理数据展开测算,分析了综合交通运输和交通结构的经济效应及其差异化影响。研究结果表明,高速公路经济效应呈先上升后下降态势,其他单一交通网络的经济效应则表现出边际递减特征,而综合交通组合结构的经济效应处于边际递增阶段。此外,本文还探讨了综合交通网络产生递增效应的机理,发现经过优化换乘和联运规划的一体化交通会显著提高运输经济效应。本研究结论对挖掘交通结构潜能、实现“交通强国”战略及提升经济增长质量具有比较重要的政策启示。

关键词 交通成本 综合交通 市场规模 经济增长

一 引言

交通基础设施的修建有利于促进经济的增长 (Donaldson, 2018)。在中国,早有“要想富,先修路”的观念,这深刻地揭示了交通与经济增长的规律。自 20 世纪 90 年

* 陈晓佳:广州大学公共管理学院 电子信箱:xjchen@gzhu.edu.cn;徐玮(通讯作者):暨南大学经济学院 广州市黄埔大道西 601 号 510632 电子信箱:ivy_xuwei@163.com;安虎森:东北师范大学地理科学学院 南开大学经济学院 电子信箱:husen@nankai.edu.cn。

作者感谢教育部人文社会科学基金“时空压缩视域下港珠澳大桥的资源配置效率研究:效应识别、机制分析与政策选择”(20YJC790015)和国家社科基金“战略性新兴产业政策实施过程中的央地协调机制研究”(17BGL165)的资助,感谢匿名审稿人的宝贵意见。当然,文责自负。

代开始,中国进行了大规模的交通基础设施建设。1990-2015年,普速铁路(简称铁路)营业里程从5.79万公里增长到10.2万公里,位居世界第二;高速铁路(简称高铁)从0增长到1.9万公里,位居世界第一;高速公路从0.05万公里增长到12.35万公里,也位居世界第一。与此同时,中国经济也在高速增长,保持年均约10%的增长速度。交通基础设施的迅猛发展创造了举世瞩目的“中国速度”,中国以此作为推动“经济奇迹”的重要政策措施(刘生龙和胡鞍钢,2010)。然而,2012年以来中国的GDP增速逐年放缓,交通基础设施建设带来的经济效应也在下降(廖茂林等,2018),新常态背景下若仍以交通作为推动经济增长的政策措施则需要寻求新的增长机制。

长期以来,中国不同运输方式的交通网络分属不同部委规划,例如,铁路和高铁由铁道部进行规划建设,而高速公路则由交通运输部进行规划建设^①。现有研究多以城市加总的交通里程或单一运输方式为研究对象,鲜有学者对多运输方式的综合交通网络展开充分研究。白重恩和冀东星(2018)认为,交通在结构上具有网络效应,一条线路的价值不仅取决于其本身,还与网络中的其他线路相关。根据梅特卡夫定律(Metcalf's Law)可知,交通线路联结的城市数量越多,整个交通网络的价值将成倍增加,如果考虑到不同运输方式的交通网络相互连接,网络效应会更显著。在一个具有多种运输方式的综合交通体系中,由各种运输方式间相互补充和高效衔接而形成的交通结构,对实现网络价值尤为关键,以交通结构为影响机制研究运输经济效应对推进综合交通体系建设具有重要意义。

新时代“交通强国”建设赋予“要想富,先修路”新内涵,既要“交通强”又要“强国家”(杨传堂和李小鹏,2018)。而在宏观经济放缓和交通经济效应逐渐下降的背景下,想要借助“交通强”的政策实现“强国家”的发展目标,对交通网络进行“总量提升,结构调整”,以科学构建综合交通网络提高交通经济效应成为必要选项,特别是推进各种运输方式“零距离”换乘和“无缝化”衔接,提升联程联运的运输效率,这对改善交通结构产生网络效应至关重要。本文关注的问题是,在交通运输供给侧结构性改革的背景下,中国的综合交通具有什么样的运输经济效应?交通结构是如何影响运输经济效应的发挥的?

本文基于Armington(1969)框架建立量化空间结构模型,计算和测度市场规模指标,从而捕获受交通运输影响的市场边界变化,并检验核心指标与主要经济指标之间的关系。市场规模是分析交通经济效应的核心指标。亚当·斯密早在《国富论》中指出市场大小是由运输的效率决定的,从地理范围上论述了交通突破市场边界约束,市

① 2013年3月,铁道部被撤销,铁路发展规划和政策的行政职责划入交通运输部。

场规模的扩大促进分工,提高经济效率使经济得到了增长。20 世纪的新经济地理学则认为交通成本降低拓宽了市场的地理边界,从而形成聚集和扩大市场规模,最终引发经济增长(Krugman,1991;Fujita *et al.*,1999;Baldwin *et al.*,2003)。以上学术思想殊途同归,都讨论了交通效率通过市场规模影响经济增长。随着交通网络的扩张,运输成本下降,企业能以更低的成本在更远的市场上展开竞争,面临更大的市场规模;而综合交通的结构改善提升了运输效率,同样也为企业拓宽了市场。从交通网络角度看,当单一运输方式改善时,综合交通中各种运输方式动态协作产生网络效应,也会提升综合交通的经济效应;而当任何局部网络变化时,市场规模随之动态演变,这为本文测度多种运输方式的联程联运、“前后 1 公里”及换乘衔接等交通结构的效率带来便利。

本文采用 1999–2015 年综合交通网络为基础构建城市一级的面板数据,首先结构化检验由铁路、高铁、高速公路和水路共同构成的综合交通网络对经济增长的影响,其次考察交通结构对经济的影响程度及随时间演变的特点,最后检验“前后 1 公里”和运输方式换乘衔接等交通一体化的结构性问题。

相比于已有文献,本文的边际贡献主要体现在:第一,从交通结构视角搭建综合交通经济效应分析框架,一定程度上补充了运输经济理论和相关经验研究。我们利用空间结构模型量化分析如何优化交通结构以重新激发经济增长,尝试解决交通基础设施建设拉动经济不能持续的问题(廖茂林等,2018),为借助“交通强”实现“强国家”的政策路径提供理论支撑。

第二,构建适合国内经济特点的市场规模指标,丰富和拓展了新经济地理学的理论应用。我们借鉴 Donaldson and Hornbeck(2016)的比较优势贸易建模方法,基于区际产品可替代的 Armington 模型构建市场规模指标以刻画交通影响企业进入市场的范围,从而放松了比较优势理论以区域间要素不流动为前提的假设。

第三,改进冰山运输成本的参数识别策略,建立符合中国运输数据特征的识别框架。采用运输方式离散选择模型反映交通结构特征,非线性估计多种运输方式的交通时间和价格弹性,用固定效应控制区域壁垒的影响,克服了已有离散选择框架只识别交通时间单一参数造成的误差问题。

第四,采集了高质量的交通地理数据。本文经逆向工程生成包含 1999–2015 年历年铁路、高铁、高速公路和水路四类交通网络的地理空间数据,通过数理模型和交通需求弹性反演出市场规模数据,用于全面考察不同运输方式组合结构的可持续经济效应。

后文结构安排如下:第二部分构建数理模型;第三部分阐述数据计算方法和计量

模型设定;第四部分解释和讨论经验研究结果,进行多种稳健性检验和内生性处理;最后总结全文并提出政策建议。

二 理论模型

本文构建量化空间结构模型,分析中国综合交通网络结构的变化如何作用于城际双边贸易成本,进而改变企业融入市场的程度,诠释交通网络经由市场规模机制对经济增长的影响。

(一)需求分析

1. 消费者需求。假设城市 j 的代表性消费者在本地无弹性地供应 1 单位劳动,并获得工资 (w_j) 作为劳动的报酬。该消费者将全部工资用于消费,消费使其获得效用。消费者在本地市场上消费的产品产自不同城市,这些产品之间存在不变的替代弹性 (σ)。把消费者购买的产品用不变替代弹性 (CES) 的形式加总,可以构造城市 j 消费者消费产品的数量指数 (C_j),该数量指数决定了消费者效用。如果用 c_{ij} 表示城市 j 消费者对城市 i 生产产品的消费量,并对 i 进行 CES 加总运算且用 i' 表示,城市 j 代表性消费者的效用水平表示为:

$$u_j = C_j = \left(\sum_{i' \in S} c_{i'j}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中, S 表示城市的集合。当城市 i 生产的产品运输到城市 j 销售时,其供应价格记为 p_{ij} ,那么消费者的预算约束表示为 $\sum_{i' \in S} p_{i'j} c_{i'j} = w_j$ 。

在预算约束作用下,代表性消费者通过最大化其效用来决定消费量 c_{ij} 。根据消费者的效用函数和预算约束方程,利用拉格朗日方法(用 λ 表示拉格朗日乘子)求解该效用最大化问题。关于产地 i 城市消费量的一阶条件为 $c_{ij} = \lambda^{-\sigma} p_{ij}^{-\sigma} \left[\sum_{i' \in S} c_{i'j}^{(\sigma-1)/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)}$;同理关于产地 k 城市消费量的一阶条件为 $c_{kj} = \lambda^{-\sigma} p_{kj}^{-\sigma} \left[\sum_{i' \in S} c_{i'j}^{(\sigma-1)/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)}$ 。因此,代表性消费者对城市 i 和 k 的消费比例为:

$$\frac{c_{ij}}{c_{kj}} = \frac{p_{ij}^{-\sigma}}{p_{kj}^{-\sigma}} \Leftrightarrow c_{ij} = c_{kj} p_{kj}^{\sigma} p_{ij}^{-\sigma} \quad (2)$$

2. 消费者价格指数,指在本地购买的一篮子产品(生产自不同城市)的价格加总。这一篮子代表性产品是根据消费者的数量指数决定的,价格指数也是通过不变替代弹性进行加总的。因此,消费者的价格指数由消费者的数量指数和需求推导得到。把消费者的需求函数(2)式代入消费者的数量指数(1)式化简可得:

$$c_{kj} = \frac{p_{kj}^{-\sigma}}{\left(\sum_{i' \in S} p_{i'j}^{1-\sigma}\right)^{\sigma/(\sigma-1)}} C_j \quad (3)$$

(3)式表示城市 j 对产地 k 产品的需求由两个因素所决定,一个因素是城市 j 消费者消费产品的数量,另一个因素是产地 k 的价格与所有产地产品价格加总的比值。将(3)式两边乘以 p_{kj} ,并对城市 k 进行加总得到:

$$\sum_{i' \in S} p_{i'j} c_{i'j} = \left(\sum_{i' \in S} p_{i'j}^{1-\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}} C_j \equiv P_j C_j \quad (4)$$

其中,第一个等号左边是消费者预算,右边是加总后价格和数量指数的乘积。由此得到城市 j 消费者的价格指数为:

$$P_j = \left(\sum_{i' \in S} p_{i'j}^{1-\sigma}\right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (5)$$

(5)式表明一个城市价格指数由城市消费的所有产品价格进行不变替代弹性加总表示。考虑到供应价格受交通发展水平的影响,价格指数(P_j)可在一定程度上反映城市 j 与其他城市交通的通达程度。

3. 消费者福利。假设消费者的所有收入都用来消费,并且通过购买一篮子产品获得效用。消费者的收入越高、产品的价格越低,消费者能购买的产品就越多。由消费者偏好的单调性原理可知,产品消费越多,其效用越高。因此消费者的福利由其名义收入和所购买的产品价格决定。将消费者需求函数(2)式两边乘以 $p_{ij} c_{kj}$,再对等式两边求关于产地 i 的加总运算,可得 $\sum_{i' \in S} p_{i'j} c_{i'j} = p_{kj}^{\sigma} c_{kj} \sum_{i' \in S} p_{i'j}^{1-\sigma}$ 。然后把消费者的价格指数和预算约束代入可得 $c_{kj} = p_{kj}^{-\sigma} w_j P_j^{\sigma-1}$,最后把它代入消费者的效用函数得:

$$u_j = \frac{w_j}{P_j} \quad (6)$$

(6)式为间接效用函数,表示消费者福利,说明城市 j 代表性消费者效用等于消费者获得的工资除以价格水平。因为假设消费者是短视的,将全部收入用于购买产品并获得效用,所以消费者的福利水平可由消费者的实际工资水平表示。在人口自由流动前提下,追求效用最大化的消费者会寻求效用最大的城市居住。在人口流动达到均衡情况下,消费者在所有城市获得的效用都相同(Redding and Rossi-Hansberg, 2017),因此福利方程有: $\bar{u} = u_j = w_j / P_j$ 。根据 Allen and Arkolakis(2014)与 Donaldson and Hornbeck(2016)的研究,福利方程和城市福利均等化两个条件可以将劳动力流动内生化,从而将模型扩展到劳动力可以自由流动的范畴。

(二) 企业行为

1. 利润最大化。城市 i 的代表性厂商面对完全竞争要素市场,向工人支付单位工

资 w_i 雇佣劳动力 L_i , 向资本家支付单位资本利润率 r_i 购买资本 K_i , 并假设资本完全自由流动, 在局部均衡时则有: $r_i = \bar{r}$ 。厂商利用购买的资本和劳动力进行生产, 生产技术为希克斯中性 (Hicks neutrality), 生产方式采用科布道格拉斯 (Cobb-Douglas, C-D) 形式。如果用 A_i 表示厂商技术, 用 Y_i 表示产出, 厂商的生产函数为: $Y_i = A_i L_i^\alpha K_i^\beta$, 其中 α 和 β 分别为劳动力和资本的产出弹性, 并且满足 $\alpha + \beta = 1$, 即生产为规模报酬不变型。厂商追求利润最大化则满足以下条件, 即 $w_i L_i = \alpha Y_i$ 和 $r_i K_i = \beta Y_i$ 。

2. 交通离散选择结构。在城际贸易设定下, 如果城市 i 生产产品的出厂价格为 p_i , 当产品运输到城市 j 销售时, 其供应价格为 p_{ij} , 运输过程存在冰山运输成本 (τ_{ij}), 则有 $p_{ij} = p_i \tau_{ij}$ 。冰山运输成本反映产品贸易运输过程的路耗, 同时体现了双边贸易成本。

冰山运输成本作为城际贸易的无套利条件, 不仅取决于运输时间, 还与运输价格密切相关, 在跨区域贸易环境下, 还受贸易壁垒的影响。此外, 行为人在选择运输方式时, 通常还表现出其他选择偏好。当城际交通线路由多种运输方式组成时, 行为人会综合考虑对比由运输价格、时间及区域壁垒决定的城际各种运输方式的成本, 理性的行为人将结合自身偏好选择其中成本最低的方式。

本文参考 Allen and Arkolakis (2014) 的交通方式离散选择框架, 某种运输方式的冰山运输成本设置为 $\exp(\phi^m T_{ij}^m + \rho^m J_{ij}^m + f^m + b_{ij} + \nu^m)$, 其中, t 表示年份, m 表示某种运输方式, 用 M 表示运输方式集合, 有 $m \in M = \{\text{高铁、铁路、高速公路、水路}\}$, T_{ij}^m 表示交通时间, J_{ij}^m 表示交通价格, ϕ^m 和 ρ^m 分别表示交通时间和交通价格的系数, f^m 表示运输方式相关的运输固定成本, b_{ij} 表示区域壁垒, ν^m 表示其他影响行为人选择运输方式的不可观测因素, ν^m 服从 Gumbel 分布, 即 $\Pr(v \leq x) = e^{-e^{-x}}$, 根据 Faber and Gaubert (2019) 与 Ma and Tang (2020a) 的研究, 我们将分布的均值设为 1。

当理性行为人面对多种运输方式时, 将选择交通成本最低的运输方式。由于 ν^m 是随机变量, 因此相应交通方式的冰山运输成本 τ_{ij}^m 也是随机变量, 本文根据极值分布原理设置行为人的运输方式选择策略 $\tau_{ij}^m = \min_{m' \in M} (\phi^{m'} T_{ij}^{m'} + \rho^{m'} J_{ij}^{m'} + f^{m'} + b_{ij} + \nu^{m'})$ 。如果该行为人选择运输方式 m 的成本均小于其他 (除 m 之外) 交通方式 $m' \in M \setminus m$, 那么根据 Eaton and Kortum (2002) 离散选择框架, 该情况发生的概率是多运输方式情况下选择该交通方式的比例, 即交通选择结构表示为:

$$\chi_{ij}^m \equiv \Pr[\tau_{ij}^m \leq \min_{m' \in M \setminus m} (\tau_{ij}^{m'})] = \frac{e^{-\phi^m T_{ij}^m - \rho^m J_{ij}^m - f^m - b_{ij}}}{\sum_{m' \in M} e^{-\phi^{m'} T_{ij}^{m'} - \rho^{m'} J_{ij}^{m'} - f^{m'} - b_{ij}}} \quad (7)$$

其中, χ_{ij}^m 表示从城市 i 到 j 采用交通方式 m 占该线路所有交通方式的比例, 利用

极值定理可求出该概率表达式为(7)式第二个等号右边的式子。

本文需得到城际运输线路的平均冰山成本,因此,我们参考 Allen and Arkolakis (2014)与 Ma and Tang(2020a,b)关于冰山成本的设定方式,对相应运输方式的冰山运输成本取数学期望,得到线路总平均冰山运输成本^①:

$$\tau_{ijt} = \left(\sum_{m' \in M} e^{-\phi^{m'} T_{ij}^{m'} - \rho^{m'} J_{ij}^{m'} - f^{m'} - b_{ij}} \right)^{-1} \quad (8)$$

(三)一般均衡

1. 城际贸易流。在城际贸易中,贸易流受城市需求影响,城市对贸易伙伴产品的需求又受供应价格影响,而供应价格由交通发展水平和出厂价格决定。这意味着如果给定出厂价格不变,交通发展水平决定了两个城市的贸易流。具体推导如下,对消费者需求(2)式两边乘以 p_{ij} ,并对 i 进行加总得 $w_j = \sum_{i' \in S} p_{i'j} c_{i'j} = c_{kj} p_{ij}^\sigma P_j^{1-\sigma}$ 。再将福利方程代入可得 $c_{kj} = \bar{u} p_{kj}^{-\sigma} P_j^\sigma$ 。本文已求得城市 j 对另一个城市 k 生产的产品的需求量 (c_{kj}),将需求量乘以供应价格 (p_{kj}) 可得到该城市对产地 k 产品需求的价值量,该价值量也就是城市 k 生产的产品运输到城市 j 销售的城际贸易流。用 x_{ij} 表示城市 i 到城市 j 的贸易流,即 $x_{ij} = p_{ij} c_{ij}$ 。如果用 π_{ij} 表示城市 j 从 i 进口占 j 城市所有进口总额的份额,结合贸易流方程,则进口份额可表示为:

$$\pi_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{i' \in S} x_{i'j}} = \frac{p_{ij}^{1-\sigma}}{\sum_{i' \in S} p_{i'j}^{1-\sigma}} \quad (9)$$

2. 市场规模与产出。在城际贸易模型中,给定出厂价格,交通发展水平决定了贸易流。也就是说一个城市到另一城市的交通越便利,冰山运输成本越低,这两个城市之间的贸易流就越大,这意味着城市有更大的市场规模空间。Redding and Venables (2004)构建一个反映企业融入市场程度的指标来分析国际贸易,他们认为运输成本越大,贸易受市场规模惩罚越大,面临的额外成本越大。Donaldson and Hornbeck (2016)在此基础上将该指标表示为以交通发展水平为权重加总贸易伙伴城市要素成本的形式,以此反映交通发展水平对企业融入市场程度的影响。本文参考他们设定指标的方法,对消费者价格指数取 $1 - \sigma$ 次方,并将冰山运输成本代入,得到消费者的市场规模为:

$$CMS_j \equiv P_j^{1-\sigma} = \sum_{i' \in S} (p_{i'} \tau_{i'j})^{1-\sigma} \quad (10)$$

① 根据 Faber and Gaubert(2019)与 Ma and Tang(2020a)关于极值分布函数均值设置为1的方法,将 Allen and Arkolakis(2014)文章中冰山成本期望式子 $\Gamma(1/\theta)$ 设为1,可以得到和(8)式形式相同的平均冰山运输成本式子。

CMS_j 表示城市 j 的消费者市场规模水平。由(10)式可知,城市 j 到其他城市的交通网络越发达,冰山运输成本就越低,那么当给定出厂价格时,城市 j 的代表性消费者的市场规模水平就越高。

根据收入恒等关系,一个城市的收入等于其总销售额,也就是等于对其他城市出口的贸易总额,即 $Y_i = \sum_{j \in S} x_{ij}$;同理,一个城市总收入等于其总支出,也就是等于该城市向其他城市购买(进口)产品的总支出,即 $Y_j = \sum_{i \in S} x_{ij}$ 。在市场均衡状态下,将贸易比例(9)式代入收入等于总销售额的条件可得 $Y_i = \sum_{j \in S} \pi_{ij} Y_j = \sum_{j \in S} p_{ij}^{1-\sigma} (\sum_{i \in S} p_{ij}^{1-\sigma})^{-1} Y_j$ 。将消费者市场规模方程代入上式消掉 $\sum_{i \in S} p_{ij}^{1-\sigma}$,然后代入冰山成本方程后可得:

$$Y_i = \sum_{j \in S} \pi_{ij} Y_j = \sum_{j \in S} \frac{p_{ij}^{1-\sigma}}{\sum_{i \in S} p_{ij}^{1-\sigma}} Y_j = p_i^{1-\sigma} \sum_{j \in S} \tau_{ij}^{1-\sigma} CMS_j^{-1} Y_j = p_i^{1-\sigma} FMS_i \quad (11)$$

则厂商市场规模 $FMS_i \equiv \sum_{j \in S} \tau_{ij}^{1-\sigma} CMS_j^{-1} Y_j$ 。我们可以证明消费者市场规模和厂商市场规模成比例^①,并定义市场规模 $MS_i \equiv FMS_i = \phi CMS_i$ 。将该表达式和厂商利润最大化一阶条件代入厂商市场规模方程,利用福利方程(6)式和消费者市场规模(10)式进行化简可得^②:

$$MS_i = \sum_{j \in S} \tau_{ij}^{1-\sigma} L_j MS_j^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \quad (12)$$

由(12)式可知,城市的市场规模体现为一种以通往所有贸易伙伴城市的交通网络为权重的加总形式,本文的市场规模度量的是一种全局交通网络效应,任何环节的交通线路变化,将经由贸易渠道影响到全局网络中的任何城市节点。依据厂商利润最大化一阶条件和完全竞争市场定价规则,再结合(11)式,我们得到本文核心方程为^③:

$$Y_i = \theta K_i^{\frac{1-\sigma}{2-\sigma}} MS_i^{\frac{1}{2-\sigma}} \quad (13)$$

(13)式表明一个城市的产出水平由资本和市场规模决定,其中市场规模又由劳动力和交通网络共同决定。给定资本存量和劳动力,则该城市到其他城市的交通网络越发达,其到其他城市的冰山运输成本越低,与其他城市往来贸易的能力就越强,市场融入程度越高,该城市的市场规模越大,相应地产出就越高。

① 限于篇幅,具体证明过程未报告,有需要可到杂志网站下载附件。

② 限于篇幅,(12)式的推导过程未报告,有需要可到杂志网站下载附件。

③ 限于篇幅,(13)式的推导过程未报告,有需要可到杂志网站下载附件。

三 模型设定与数据处理

(一) 模型设定

由前文理论模型可知,市场规模机制表现为运输效率的提高扩大了企业市场规模,进而促进经济增长。具体而言,交通结构影响运输效率,交通扩张降低运输成本,当代表性厂商参与城际贸易时,将拥有更大价格优势与其他城市厂商竞争,提高了其赢得市场的概率,扩大企业的市场地理边界,获得更大市场规模,最终带来经济增长。基于(12)和(13)式,本文关于交通结构经济效应的经验研究被解释变量为主要经济指标,核心解释变量为市场规模,我们对(13)式两边取对数,并添加一个时间 t 和固定效应变量,得到如下计量模型:

$$\ln Y_{it} = \eta_0 + \eta_1 \ln MS_{it} + \eta_2 \ln K_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

其中, Y_{it} 是城市 i 第 t 年的生产总值, MS_{it} 是城市 i 第 t 年的市场规模水平, K_{it} 是城市 i 第 t 年的资本存量,所有变量都取对数。考虑到一些不同观测因素的存在,我们还控制了城市固定效应(δ_i)和时间固定效应(δ_t); ε_{it} 为误差项。(14)式作为本文的基准分析模型,我们关心的是系数 η_1 的结果,即城市生产总值对市场规模的弹性。

进一步,本文参考廖茂林等(2018)研究交通网络时间效应时采用的交互模型,利用时间区间和跨运输方式衔接的紧密程度检验交通发挥经济效应的影响。具体建立如下交互模型:

$$\ln Y_{it} = \zeta_0 + \zeta_1 \ln MS_{it} + \zeta_2 D_{it} + \zeta_3 \ln MS_{it} \times D_{it} + \zeta_4 \ln K_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中, D_{it} 为因子变量(factor variable),根据时间区间和跨运输方式衔接紧密程度建立,并使其与市场规模的连续变量交互,进而分析交通影响经济的结构特征。对(15)式关于市场规模求导有 $\partial \ln Y_{it} / \partial \ln MS_{it} = \zeta_1 + \zeta_3 D_{it}$,这即是交互模型的总效应。由于 D_{it} 为虚拟变量,具体当 $D_{it} = 1$ 时,总效应为 $\zeta_1 + \zeta_3$;当 $D_{it} = 0$ 时,总效应为主效应,即 ζ_1 。

(二) 模型参数校准

本文采用中国实际运输经济环境,对冰山成本中交通时间和交通价格的弹性参数进行校准,估计出与中国经济相符合的参数。在进行参数估计前,我们需要变换交通方式选择模型,使其适合中国城市交通运输数据统计的特点。我们采用目前地级市一级唯一公开的《中国城市统计年鉴》交通运输统计数据,该数据统计了每个地级市每

年完成运输过程的货运量,即一个地级市与其他所有城市完成的运输,包括该城市运输到其他城市和其他城市运输到该城市的总量。

具体估计方法如下:如果用 ψ_{ij} 表示城市*i*到*j*的交通运输总量,则城市*i*到*j*选择交通方式*m*的数量为 $\psi_{ij}\chi_{ij}^m$,那么根据 Ma and Tang(2020b)的推导,城市*i*交通方式*m*的运输总量(包括从城市*i*出发和到达城市*i*的运输总量)表示为^①:

$$V_{ii}^m = \sum_{j \in S} e^{-\phi^m T_{ij}^m - \rho^m J_{ij}^m - f^m - b_{ij}^m} + \sum_{j \in S} e^{-\phi^m T_{ji}^m - \rho^m J_{ji}^m - f^m - b_{ji}^m} \quad (16)$$

本文利用(16)式估计相应交通方式关于运输时间和运输成本的系数 $\{\phi^m, \rho^m\}$ 。我们采用常规的非线性最小二乘(Non-Linear Least Squares Routine)方式,也就是通过最小化模型的 V_{ii}^m 和实际数据之间的差距来估计参数,并且通过 Matlab 软件遍历了 10 万个参数 $\{\phi^m, \rho^m\}$ 的初始值避免最优化问题的局部最优陷阱。然后,利用(8)式求出城市对*i*的平均冰山成本。

(三) 数据处理及来源

1. 交通成本测算。为测算交通成本,本文以国家测绘局提供的 2015 年中国 1:100 万交通电子地图为基础图,其中包括铁路、高铁、高速公路及水路网络^②,以及铁路车站、高铁站、高速公路出入口、港口码头和城市质心点的经纬度,结合 1999-2014 年中国地图出版社出版的全国交通地图进行逐年逆向删除历年新建的交通线路和港口码头,最终得到 1999-2015 年铁路、高铁、高速公路和港口码头历年电子地图。

本文若利用(8)式计算冰山成本,则需要交通时间(T_{ij}^m)、交通价格(J_{ij}^m)、交通固定成本(f^m)和区域壁垒(b_{ij})数据。首先,交通时间由交通线路长度除以交通速度获得,由此分别计算出铁路、高铁、高速公路和水路的交通时间;其次,各种运输方式的价格分别从中国铁路官方网站、好物流 123 专业运输平台和上海航运交易所获得^③;最后,交通固定成本变量由回归常数项表示,区域贸易壁垒变量由城市间是否边界接壤和是否属于相同省份这两个固定效应控制。

① 城市*i*到*j*之间的运输总量 ψ_{ij} 与该城市对之间运输方式比例 χ_{ij}^m 的分母成比例,该比例可以约去不影响回归结果。此外,由于《中国城市统计年鉴》统计的运输方式是铁路(高铁和普通铁路的总和)、公路(高速公路和普通公路的总和)和水路的运输数据,因此,高铁和普通铁路参数实际估计方程为 $V_{ii}^{\text{铁路}} = V_{ii}^{\text{高铁}} + V_{ii}^{\text{普通铁路}}$ 。同理,高速公路也采用相同模式的估计方程 $V_{ii}^{\text{公路}} = V_{ii}^{\text{高速公路}} + V_{ii}^{\text{普通公路}}$ 。水路参数的估计则采用(16)式。

② 水路包括全国 3 级以上主要通航河流以及中国沿海通航海域。

③ 高速公路运输价格通过好物流 123 专业平台获得,铁路货运价格通过 12306 和 59306 网站获得,高铁货运价格通过中铁快运网获得,水路运输价格通过上海航运交易所网站和前瞻数据库获取。

交通时间的具体测算方法为^①:首先,将交通线路的矢量图转为图片格式,根据城市的经纬度,利用 Matlab 的图片灰度计算命令 (graydist) 计算城市间交通路程的长度。其次,根据相关法律法规和行业规范,将铁路、高铁和高速公路的单位速度分别设置为 160 公里/小时、267 公里/小时和 90 公里/小时^②,水路运输速度根据《中国沿海内河水运航行规则》设定沿海各海域和内河各河段的航行速度。最后,用城市对的交通距离除以相应运输方式的速度获得该城市对的运输时间。

2. 市场规模测算。市场规模衡量了企业通过交通网络可进入的市场范围。综合交通将各城市的市场规模链接组成了一个全国性的市场规模系统,该系统决定了各城市的市场规模水平。各城市的代表性企业通过综合交通进入全国市场,交通网络扩张或结构改善的程度越大,该城市代表性企业市场地理边界就越大,获得的市场规模也越大。设有 n 座城市,(12)式改写为全国性市场规模系统,即为:

$$\begin{bmatrix} MS_1 \\ MS_2 \\ \vdots \\ MS_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tau_{11}^{1-\sigma} & \tau_{12}^{1-\sigma} & \cdots & \tau_{1n}^{1-\sigma} \\ \tau_{21}^{1-\sigma} & \tau_{22}^{1-\sigma} & \cdots & \tau_{2n}^{1-\sigma} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \tau_{n1}^{1-\sigma} & \tau_{n2}^{1-\sigma} & \cdots & \tau_{nn}^{1-\sigma} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} MS_1^{\sigma/(1-\sigma)} L_1 \\ MS_2^{\sigma/(1-\sigma)} L_2 \\ \vdots \\ MS_n^{\sigma/(1-\sigma)} L_n \end{bmatrix} \quad (17)$$

这是一个非线性方程组,有 n 个方程和 n 个未知变量,其中市场规模 MS_i 是未知变量。城市人口 (L_i) 数据来自《中国城市统计年鉴》的年末总人口和就业人口,其中年末总人口用于基准分析,就业人口用于稳健性检验;冰山运输成本 (τ_{ij}) 为本文测算;参考 Monte *et al.* (2018) 的研究,替代弹性 (σ) 取值为 4,而稳健性检验时,替代弹性分别取值 3 和 5。结合数据可得性,我们最终选取城市数量为 319。在给定冰山运输成本 (τ_{ij})、城市人口 (L_i) 和替代弹性 (σ) 条件下,通过 Matlab 的 fsolve 工具箱求解方程组,可解得未知变量 MS_i ,其描述性统计见表 1。

3. 其他数据。回归方程中 Y_{it} 分别使用 1999–2015 年《中国城市统计年鉴》中地区生产总值、工业总产值、批发零售业销售总额及社会消费品零售总额 4 个数据进行回归;城市资本存量 (K_i) 作为控制变量,采用张学良 (2012) 在研究城市交通网络经济效应时的资本存量测算方法,即采用永续盘存法进行测算,基期设定和折旧率的选取均与该文献相同。

① 限于篇幅,具体代码未报告,有需要可到杂志网站下载附件。

② A. 根据铁道部令第 34 号,铁路平均速度为 $(200 + 160 + 120)/3 = 160$ 公里/小时。B. 根据《高速铁路设计规范》(TB10621–2014) 与铁道部令第 34 号,高铁平均速度为 267 公里/小时。C. 根据《中华人民共和国道路交通安全法》第七十八条,高速公路平均速度为 90 公里/小时。

表 1 市场规模变量的描述性统计

指标	交通结构	样本容量	均值	方差
ln MS1	铁路 + 高铁 + 高速公路 + 水路	4879	1.2596	0.3416
ln MS2	铁路	4879	0.6027	0.1886
ln MS3	高铁	4879	0.7009	0.1408
ln MS4	高速公路	4879	0.7067	0.3961
ln MS5	水路	4879	0.5160	0.2108
ln MS6	铁路 + 高铁	4592	0.9610	0.4047
ln MS7	铁路 + 高速公路	4592	0.8197	0.4786
ln MS8	高铁 + 高速公路	4592	0.8097	0.4786
ln MS9	铁路 + 水路	4879	0.7887	0.7060
ln MS10	高速公路 + 水路	4879	0.7368	0.4396

四 经验结果分析

(一) 参数校准结果

由于本文将冰山运输成本设置为交通时间和价格的函数,那么交通时间和价格的系数对冰山运输成本的计算十分重要。因此我们利用交通运输统计数据 and 冰山成本的非线性模型(16)式,对城际交通时间和交通价格的系数进行估计,得到与中国实际运输经济相符合的参数,具体估计结果见表2。从中可知,回归结果均在统计意义上显

表 2 交通成本弹性估计

	高速公路	铁路	高铁	水路
价格成本	0.2821 *** (0.1216)	0.3030 * (0.2917)	0.2990 * (0.3686)	0.2983 * (0.3374)
时间成本	0.3025 *** (0.1438)	0.3019 *** (0.1140)	0.2994 ** (0.1975)	0.2949 *** (0.1279)
固定成本	0.2956 * (0.2840)	0.2909 * (0.2825)	0.3100 * (0.2922)	0.3094 * (0.3246)
样本容量	88 804	88 804	88 804	88 804

说明: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号内的值为标准误,后表同。所有回归都控制了城市相邻和相同省份固定效应。

著,且系数符号方向符合经济意义。各种运输方式的交通价格成本弹性介于 0.2821 到 0.3030 间,时间弹性介于 0.2949 到 0.3025 间。

(二) 基准分析

首先考虑综合交通网络(铁路、高铁、高速公路、水路)扩张提高市场规模水平后对经济增长的影响。本文利用市场规模指标经验分析综合交通网络的经济效应,表 3 为对(14)式进行回归的结果。表 3 第(1)列为城市生产总值对市场规模的回归,其系数约为 0.1171,且在 1% 的水平上显著为正,说明市场规模每提高 1%,生产总值提高 0.1171%。验证了前文的理论分析,交通发展提高了企业市场规模进而获得经济增长,与 Donaldson and Hornbeck(2016)和唐宜红等(2019)的结论一致。

交通运输连接生产和消费两端,对国民经济循环中诸多环节都产生支撑作用。基于此,本文还分别利用工业总产值、批发零售业销售总额和社会消费品零售总额对市场规模进行再次回归,具体结果见表 3 第(2)-(4)列所示,系数均显著为正。工业总产值对市场规模的弹性值比生产总值回归系数值大约高出 0.0149 个百分点。从核算角度可知,生产总值不仅包括公私部门的消费和净出口,还包括投资,且相比贸易消费,交通对投资的影响是间接的,故交通对工业总产值影响略大。同理,交通对批发和零售业也有相对较大的影响。在表 3 所有回归结果中,第(1)列系数在 1% 水平下显著,标准误差较小,样本容量也较大,因此本文后续以生产总值对市场规模的回归分析为基准展开讨论。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln Y 生产总值	ln Y 工业总产值	ln Y 批发 零售业销售总额	ln Y 社会 消费品零售总额
ln MS1	0.1171 *** (0.0138)	0.1320 *** (0.0170)	0.1850 *** (0.0216)	0.1714 *** (0.0141)
ln K	0.0080 *** (0.0002)	0.0083 *** (0.0003)	0.0116 *** (0.0003)	0.0083 *** (0.0002)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本容量	4856	4462	4733	4504
R ²	0.7175	0.7496	0.6382	0.7291

说明:ln Y 为对数化的被解释变量,表示经济增长,后文如无特殊说明,被解释变量均采用对数化的生产总值;ln K 为对数化的控制变量,表示城市资本存量,其系数较小,参考 Allen 和 Atkin (2016)的研究,将系数 $\times 10^5$ 方便阅读,后表同。

(三) 稳健性检验和内生性分析

1. 稳健性检验。本文基准估计结果可能受到变量测度方法和计算精度等一系列潜在问题的干扰,下面我们采用多种方法对以上可能存在的问题从4个方面进行稳健性检验。

第一,本文构造的市场规模指标是由非线性系统决定的,但我们担心设定方法和计算精确程度等问题可能导致回归结果出现偏误。因此,参考 Allen and Atkin(2016)的做法,将市场规模指标设为 $MS_j \approx \sum_{i' \in S} L_{i'} / \tau_{ij}$ 重新计算并进行回归,结果见表4第(2)列。

表4 计算方法和参数设置的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	基准情况 $\sigma = 4$	市场规模指标 近似计算	替代弹性 $\sigma = 3$	替代弹性 $\sigma = 5$
$\ln MS1$	0.1171 *** (0.0138)	0.5570 *** (0.1532)	0.2531 *** (0.0754)	0.0480 *** (0.0089)
$\ln K$	0.0080 *** (0.0022)	0.0079 *** (0.0022)	0.0080 *** (0.0022)	0.0080 *** (0.0002)
样本容量	4856	4856	4856	4856
R^2	0.7175	0.7215	0.7193	0.7150

说明:所有回归都控制了城市和年份固定效应,后表同。

第二,市场规模指标的计算需要用到产品替代弹性值,我们担心替代弹性取值($\sigma = 4$)对回归结果造成影响,因此,通过更换不同替代弹性值($\sigma = 3$ 和 $\sigma = 5$)重新计算市场规模指标,并再次进行回归,结果见表4第(3)和(4)列。

第三,市场规模指标是本文考察交通网络扩张对经济增长影响的核心变量,我们担心人口增长也会通过市场规模指标影响经济增长。因此,将1999年的人口数据作为不变人口计算市场规模,控制人口增长的影响,结果见表5第(2)列。与基准分析结果相比,市场规模变量的系数下降0.0072。可以说,在本文分析框架下,人口增长通过市场规模的影响不大,基准回归结果是稳健的。此外,我们还采用就业人口作为人口统计指标进行了稳健性检验,如表5第(3)列所示,结果依旧稳健。

表 5 控制人口影响的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
	ln Y 生产总值 (基准情况)	ln Y 生产总值 (不变年末总人口)	ln Y 生产总值 (就业人口)
ln MS1	0.1171 *** (0.0138)	0.1099 ** (0.0421)	0.0737 * (0.0319)
ln K	0.0080 *** (0.0022)	0.0080 *** (0.0022)	0.0080 *** (0.0022)
样本容量	4856	4856	4856
R ²	0.7175	0.7173	0.7159

第四,本文还采用样本重新选择的方法进行了稳健性检验。当交通线路通过借贷方式修建时,地方政府通常在选址决策上更倾向于高经济回报预期的地方,这导致线路修建选址存在非随机性。本文参考孙浦阳等(2019)的研究,将经济发达和是政治中心的中心城市从全样本数据中剔除^①,剩下非中心城市的样本再次进行回归,以规避交通规划部门选择中心城市修建交通线路引起的回归误差。将中心城市剔除后的样本进行回归见表6,其结果和基准分析结果基本保持一致。

表 6 样本重新选择的回归分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln Y 生产总值	ln Y 工业总产值	ln Y 批发零售业 销售总额	ln Y 社会消费品 零售总额
ln MS1	0.0851 * (0.0402)	0.1132 * (0.0499)	0.1105 * (0.0522)	0.1162 ** (0.0390)
ln K	0.0062 * (0.0025)	0.0077 * (0.0033)	0.0077 * (0.0032)	0.0056 * (0.0022)
样本容量	4261	3953	4172	3956
R ²	0.7413	0.7758	0.6684	0.7886

2. 内生性问题。综合交通与城市经济间的关系可能会受内生性的影响,使估计的系数出现偏误。内生性一般由遗漏变量、双向因果关系、变量测量误差及选择偏差

^① 中心城市指北京、长春、长沙、成都、大连、福州、广州、贵阳、哈尔滨、海口、杭州、合肥、呼和浩特、济南、昆明、拉萨、兰州、南昌、南京、南宁、宁波、青岛、上海、深圳、沈阳、石家庄、太原、天津、乌鲁木齐、武汉、西安、西宁、厦门、银川、郑州、重庆。

造成,而交通网络的内生性通常来自双向因果关系(李涵和唐丽淼,2015)。即一方面交通线路的修建促进了城市经济增长,但另一方面经济发展水平较高的城市更倾向修建交通线路。

我们参考 Faber(2014)解决交通网络内生性的办法^①,采用地理地形生成交通线路的最小生成树(Minimum Spanning Tree, MST)作为理想的交通线路,将其作为交通网络的工具变量,然后对表 3 进行两阶段回归分析,结果如表 7 所示。其中,各组回归系数均显著为正值,符合预期,但工具变量法的估计系数比普通最小二乘法略大。Duranton and Turner(2012)研究交通对城市就业增长的影响时,工具变量法的估计系数也比普通最小二乘法大 2 倍多,他们认为这是由于工具变量解决了现实中交通线路建设选址的非随机性造成的,工具变量是有效的。国内学者利用工具变量解决交通网络内生性也有类似结果(张睿等,2018)。本研究结果基本与他们保持一致,内生性问题基本得到解决。此外,本文还采用 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量进行弱工具变量检验。表 7 中的 F 统计量的值均大于 10,拒绝“存在弱工具变量”的原假设,表明工具变量估计是有效的。

表 7 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ln MS1 市场规模 一阶段	ln Y 地区生产总值 二阶段	ln Y 工业总产值 二阶段	ln Y 批发零 售业销售总额 二阶段	ln Y 社会消费 品零售总额 二阶段
ln MS ^{IV}	0.6567 *** (0.0485)				
ln MS1		0.2921 *** (0.0495)	0.1509 * (0.0679)	0.1802 ** (0.0691)	0.3151 *** (0.0511)
ln K	0.0001 (0.0006)	0.0123 *** (0.0003)	0.0144 *** (0.0004)	0.0161 *** (0.0004)	0.0125 *** (0.0003)
样本容量	4572	4572	4181	4449	4218
R ²	0.3843	0.4969	0.4775	0.5149	0.5312
F 统计量		864.20	665.59	936.73	675.79

说明:ln MS^{IV}表示工具变量计算的市场规模。F 统计量为 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量。

^① 本文也尝试采用驿道的地理数据作为工具变量解决内生性问题,但考虑到目前主流研究采用 Faber(2014)的方法,因此我们也主要采用最小生成树方法。

综上所述,本文采用多种稳健性验证方法,并利用地理地形构建最小生成树作为交通网络的工具变量,发现本文的研究方法和基准回归结果都是稳健可靠的^①,内生性问题在一定程度上得到缓解。

(四) 交通结构分析

1. 不同运输方式的联运结构。为考察交通结构对运输经济效应的影响,本文利用不同运输方式组成的联运结构(铁路与高铁、铁路与高速公路、高铁与高速公路、铁路和水路、高速公路和水路)分别计算市场规模指标,再次对(14)式进行回归分析,结果见表8。从中可看出以下特点。

第一,从单一运输方式的经济效应看,铁路、高铁、高速公路及水路的经济效应分别约为0.1808、0.1777、0.1285和0.0034。首先,早在1990年全国铁路营业里程就已经有5.79万公里,到2015年达10.2万公里,路网密度超过100公里/万平方公里,可见铁路网络覆盖面广,并且路网成熟,已经和城市经济相融合。因此,我们有较充分理由说明铁路在这4种交通方式中具有最高经济效应。其次,高速公路在过去25年间,从营业里程几乎为0,发展到2015年的12.4万公里,并且在2013年跃居世界高速公路总里程第一,创造了“中国速度”,但高速公路的经济效应比铁路经济效应低0.0523,这与高速公路的空间布局有关。2015年,东中西部高速公路总里程分别为3.97、3.94、4.4万公里,而人均里程分别为6.95、8.91、12.08米/人^②。西部高速公路的人均里程约为东部的2倍,而西部的人均产出仅为东部人均产出的1/2,高速公路现有空间布局与出行需求和经济发展水平匹配程度欠佳,这在一定程度上造成高速公路总里程比铁路长、经济效应却不如铁路的表现。同时,这也对高速公路与其他运输方式组合形成的交通结构是否科学提出了疑问。再次,2015年的高铁营业里程超过1.9万公里,约为铁路的1/5,其经济效应仅次于铁路,但是在给定营业总里程前提下,高铁带动经济增长的效应就更为强劲,这与王雨飞和倪鹏飞(2016)的研究结论一致。最后,水路依靠在天然河流和海域的航行进行运输,其运输网络较为固定,可扩展性较低,再加之现代造桥技术和其他交通工具的快速发展,对水路形成较为激烈的竞争,水路在这4种运输方式中经济效应最低。

① 我们控制城市固定效应消除了城市异质性因素,控制年份固定效应消除了一些随时间变动的因素,但还是担心有其他影响城市市场规模的因素,故尝试在回归分析中控制市场化指数,但其与固定效应有较大的共线性问题,这一方面说明本文回归分析控制的城市与年份固定效应将其他影响市场规模的因素吸收,另一方面也说明本文市场规模是基于微观基础经过严格的数理推导获得,模型设定是科学合理的。

② 作者根据本文数据计算得到。

第二,为考察不同运输方式组成联运结构产生的效应,本文分别计算不同运输方式组合形成联运结构的市场规模指标,并分别进行回归,结果见表8第(5)–(9)列。如果交通联运结构的经济效应高于单一运输方式,说明该交通结构产生网络溢出效应,否则该交通结构限制交通网络经济效应的溢出。首先,铁路和高铁组合结构的效应见表8第(5)列^①,回归系数为0.1966,经过t检验,系数分别显著异于第(1)和(2)列的系数(p值分别为0.0463和0.0021),且系数约高出0.0158到0.0189。这说明相

表8

交通联运结构效应

	Panel A 单一运输网络				
	(1)	(2)	(3)	(4)	
	铁路 ln MS2	高铁 ln MS3	高速公路 ln MS4	水路 ln MS5	
ln MS	0.1808 ** (0.0655)	0.1777 *** (0.0304)	0.1285 *** (0.0276)	0.0034 *** (0.0004)	
ln K	0.0126 *** (0.0003)	0.0004 ** (0.0001)	0.0081 *** (0.0002)	0.0112 *** (0.0002)	
样本容量	4856	2293	4856	4856	
R ²	0.5021	0.9737	0.7145	0.5872	
	Panel B 不同运输网络组合				
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	铁路 + 高铁 ln MS6	铁路 + 高速公路 ln MS7	高铁 + 高速公路 ln MS8	铁路 + 水路 ln MS9	高速公路 + 水路 ln MS10
ln MS	0.1966 *** (0.0169)	0.1546 *** (0.0186)	0.0533 ** (0.0171)	0.0058 *** (0.0011)	0.0025 ** (0.0010)
ln K	0.0114 *** (0.0002)	0.0079 *** (0.0002)	0.0080 *** (0.0002)	0.0077 *** (0.0003)	0.0080 *** (0.0002)
样本容量	2293	4572	2293	4207	4835
R ²	0.5763	0.7082	0.7043	0.7005	0.7142

^① 在铁路和高铁组合中,2008年以前未开通高铁,因此在这之前的计算只采用铁路的数据,我们在后文通过划分时间段的回归分析验证稳健性。

比单一交通网络,铁路和高铁组成的交通联运结构相互补充,并降低运输成本,扩大了企业进入全国市场的范围,带来交通网络效应的溢出。其次,铁路和高速公路组合结构的经济效应小于铁路,说明这种交通结构未产生网络效应的溢出,制约“公转铁”的联运能力,限制了运输网络经济效应。再次,高铁和高速公路组合结构也未发现溢出效应,限制着运输经济效应约为 $0.0752^{\text{①}}$,如果考虑网络溢出效应,限制的程度可能更大。最后,铁路和水路、高速公路和水路的组合结构也未发现网络溢出效应^②。

综上所述,铁路和高铁同为铁道部统筹规划的交通网络,相对能组成联运结构发挥交通网络溢出效应,而铁道部规划的交通网络和交通部规划的高速公路形成的联运结构未能产生网络溢出效应,制约了运输经济效应的发挥。同时也验证了前文对高速公路与其他交通方式组合形成交通结构科学性的质疑。此外,水路与其他运输方式组合也未发现溢出效应。

2. 不同时期的交通结构效应。为研究交通结构影响运输经济效应随时间的演变,本文划分时间段分析不同时期的交通经济效应。我们参考廖茂林等(2018)的研究,利用(15)式分析不同时期的交通结构效应。具体来说,将1999–2015年的交通网络发展历程按每5年为1个时间段进行划分,利用因子变量表示各时间段,并与市场规模指标构成交互项进行回归,结果如表9所示。

从单一运输方式的交通网络看,首先,铁路、高铁和水路这3种运输方式回归分析结果的交互项系数为负,且系数绝对值逐渐增大,说明这3种运输方式的经济效应呈边际递减特征,这与廖茂林等(2018)的研究结论保持一致。其次,高速公路回归分析的交互项的系数符号先正后负,这意味着随着时间推移,高速公路在2000年初先是表现出正的边际经济效应特征,到了2005年以后变为边际递减,高速公路与经济增长的关系呈先上升后下降趋势^③。

下面对不同运输方式组合的联运结构进行检验,结果见表9第(5)–(9)列。首先,根据中国实际交通组合结构,对不同运输方式组合进行回归,交互项系数均显著为正,且大致呈递增趋势,这意味着不同运输方式组合能实现优势互补,放大单一运输方式的经济效应;其次,随着时间推移,交通组合结构递增的边际效应使交通组合结构的经济效应超过了单一运输方式,从而产生交通网络溢出效应。此外,不同交通方式联

① 表8第(7)列与第(2)和(3)列的系数差距,取其绝对值较小者作为保守估计。

② 对比表8的Panel B和Panel A系数大小得出结论。

③ 虽然高速公路在2001–2005年的交互项系数不显著,但是其他时间段都显著,不影响高速公路经济效应先上升后下降趋势的判断。

运结构产生的经济效应一直处于递增状态,这验证了交通线路的价值不仅取决于其自身,还取决于与之衔接的其他运输方式线路。从以上分析可知,一方面,中国不同运输方式形成的联运结构确实存在较大改善空间;另一方面,改善交通结构既能产生网络溢出效应,也能减缓单一运输方式发展带来经济效应递减的状态,是综合交通网络未来发展的方向。

综合交通网络最鲜明的特点是不同运输方式相互补充,并将城市节点有效链接,共同提供运输服务。交通联结的城市越多,越有利于改善规模经济,越能从网络规模扩大获得更多价值,当不同运输方式的两种网络高效衔接时,网络价值呈边际增长。这种情况恰好与梅特卡夫定律相吻合,即交通网络具有极强的网络效应和正反馈性,不同运输方式网络组成的联运结构提升了单一运输方式的价值。

3. 交通结构一体化。现代综合交通的构建,对客运的“零距离”换乘、货运的“无缝化”衔接服务要求越来越高,推进各种运输方式交汇融合,提高交通运输效率。据此,本文分别对“前后1公里”问题和不同运输方式衔接效率进行经验分析,检验交通一体化结构对运输经济效应的影响效果。具体方法是:我们分别利用各种运输方式车站到城市中心的平均距离和各种运输方式车站间的平均距离构建虚拟变量^①,对于“前后1公里”问题,结果见表10第(1)-(4)列,各种交通方式车站到城市中心的平均距离大于10公里时^②,铁路、高铁、高速公路回归结果的交互项系数均显著为负,表示这3种运输方式受“前后1公里”影响较大,其经济效应降低0.1096-0.6001个百分点。而水路到城市质心点距离的交互项系数显著为正,这与水路运输网络依靠天然河道呈基本固定的网络模式有关。码头港口到城市质心点的距离越大,水路码头港口腹地越大,该码头港口所能延伸的市场范围也越大,水路网络就越能拓展企业的市场规模。由此可见“前后1公里”问题对主要运输方式发挥经济效应具有很大影响,该问题在构建综合交通体系中不容小觑。对于各种交通方式衔接的问题,结果见表10第(5)-(9)列,当各运输方式衔接的平均距离大于10公里时,其经济效应约下降0.0064-0.1754个百分点。以上结果均表明提高交通结构一体化对运输经济效应的发挥具有显著效果。

① 车站到城市中心平均距离是指高铁站、铁路火车站、高速公路出入口、码头港口到城市地理质心点的距离,当一个城市出现多个车站或多个高速公路出入口时,求其平均距离。车站之间平均距离是指高铁站、铁路火车站、高速公路出入口、码头港口之间的平均距离。

② 本文也尝试采取15或20公里作为衔接距离进行分析,所得结果也能支持本文结论。

表 9

交通结构时间效应

	Panel A 单一运输网络				
	(1)	(2)	(3)	(4)	
	铁路 ln MS2	高铁 ln MS3	高速公路 ln MS4	水路 ln MS5	
ln MS	0.2803*** (0.0601)	0.2020* (0.0853)	0.0879*** (0.0230)	0.0044* (0.0023)	
ln MS × D 2001–2005	-0.1101* (0.0584)		0.0657 (0.0386)	-0.0007 (0.0005)	
ln MS × D 2006–2010	-0.2441*** (0.0635)		-0.0624** (0.0238)	-0.0009* (0.0005)	
ln MS × D 2011–2015	-0.2706*** (0.0666)	-0.1688* (0.0856)	-0.1404*** (0.0373)	-0.0013** (0.0005)	
ln K	0.7714*** (0.0138)	0.4973 (0.2763)	0.9605*** (0.0116)	0.0119*** (0.0017)	
样本容量	4876	2293	4876	4876	
R ²	0.9105	0.8919	0.9025	0.8728	
Panel B 不同运输网络组合					
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	铁路 + 高铁 ln MS6	铁路 + 高速公路 ln MS7	高铁 + 高速公路 ln MS8	铁路 + 水路 ln MS9	高速公路 + 水路 ln MS10
ln MS	0.1571** (0.0564)	0.0620* (0.0359)	0.0405* (0.0173)	0.0038*** (0.0007)	0.0432** (0.0150)
ln MA × D 2001–2005		0.0492* (0.0417)		0.0296* (0.0127)	0.0324** (0.0118)
ln MA × D 2006–2010		0.0783* (0.0414)		0.1948*** (0.0210)	0.1034*** (0.0135)
ln MA × D 2011–2015	0.1316* (0.0762)	0.0734* (0.0367)	0.0325* (0.0174)	0.2597*** (0.0315)	0.2263*** (0.0183)
ln K	0.0002*** (0.0006)	0.0453*** (0.0016)	0.0004*** (0.0001)	0.3675*** (0.8804)	0.7729*** (0.1749)
样本容量	2293	3920	2773	4856	4835
R ²	0.8776	0.7781	0.6789	0.9306	0.9317

说明:限于篇幅未报告变量 *D* 的回归结果,备索,下表同。所有回归均控制了城市固定效应。

表 10 交通结构一体化的经济效应

		Panel A 前后 1 公里问题				
		(1)	(2)	(3)	(4)	
		铁路	高铁	高速公路	水路	
		$\ln MS2$	$\ln MS3$	$\ln MS4$	$\ln MS5$	
$\ln MS$		0.8637 ^{***} (0.1346)	0.4115 ^{***} (0.1080)	0.3214 ^{***} (0.0463)	0.0019 [*] (0.0009)	
$\ln MS \times D$	大于 10 公里	-0.6001 ^{***} (0.1691)	-0.3082 [*] (0.1216)	-0.1096 ^{**} (0.0337)	0.0023 [*] (0.0010)	
$\ln K$		0.0153 ^{***} (0.0003)	0.0129 ^{***} (0.0003)	0.0152 ^{***} (0.0003)	0.0146 ^{***} (0.0005)	
样本容量		4635	2773	4669	2864	
R^2		0.3768	0.4469	0.3908	0.5617	
		Panel B 不同运输方式衔接问题				
		(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		铁路 + 高铁	铁路 + 高速公路	高铁 + 高速公路	铁路 + 水路	高速公路 + 水路
		$\ln MS6$	$\ln MS7$	$\ln MS8$	$\ln MS9$	$\ln MS10$
$\ln MS$		0.2658 ^{***} (0.0506)	0.4024 ^{***} (0.0435)	0.2103 ^{***} (0.0380)	0.0161 ^{***} (0.0042)	0.0107 ^{**} (0.0035)
$\ln MS \times D$	大于 10 公里	-0.1754 ^{**} (0.0589)	-0.1286 [*] (0.0562)	-0.1495 ^{**} (0.0528)	-0.0141 ^{***} (0.0042)	-0.0064 [*] (0.0037)
$\ln K$		0.0083 ^{***} (0.0003)	0.0149 ^{***} (0.0003)	0.0137 ^{***} (0.0003)	0.0707 ^{***} (0.0049)	0.0165 (0.0181)
样本容量		2773	4316	2773	2923	2916
R^2		0.4807	0.3787	0.3698	0.4386	0.5997

说明:第(1)–(4)列为单一交通网络的经济效应回归,变量 D 表示车站到城市中心平均距离是否大于 10 公里;第(5)–(9)列为不同组合运输方式的经济效应分析,变量 D 表示车站间平均距离是否大于 10 公里。所有回归均控制了城市和年份固定效应。

五 结论与启示

从公路到高铁,交通发展对促进经济增长的重要性不言而喻,而交通结构如何影

响这一关系的差异化机理却并不明晰。当前中国经济面临结构性放缓和运输经济效应放缓的双重压力,迫切需要以综合和结构的视角重新审视交通对经济的服务作用。本文以综合交通及其交通结构为研究对象,讨论了中国现有综合交通的运输经济效应和交通结构如何影响运输经济效应的问题。理论上,通过空间结构化模型构建一个量化的市场规模指标,描绘当交通网络发展引致双边贸易成本变化时企业融入城际贸易市场的程度,体现在扩大企业市场的地理边界,从而形成各种运输方式动态协作,并经由企业市场规模机制促进经济增长的分析框架。检验上,我们采用结构化方法,利用1999-2015年交通网络数据对空间结构模型进行了交通成本参数的校准,并结合实际经济数据反演市场规模指标,对综合交通及其结构的网络经济效应进行经验分析。

本文主要结论有:第一,现有综合交通对生产总值、工业总产值、批发零售业销售总额和社会消费品零售总额均有显著正向促进效应,在剔除内生性和进行多种稳健性检验时,这一结果均稳健。第二,单一运输方式和交通联运结构具有差异化的影响效应,理论上表明运输联运结构的网络效应会使其经济效应优于单一运输方式,但经验分析发现仅有曾属同一部门规划的铁路和高铁组成的联运交通结构具有网络溢出效应,而高速公路与其他方式的联运结构反而制约运输经济效应的发挥,其原因可能是不同交通部门的规划工作衔接不畅,未进行统筹规划。第三,高速公路经济效应呈先升后降态势,其他单一交通网络则表现出边际经济效应递减,交通联运结构的经济效应处于递增状态,能消弭单一运输方式经济效应递减的问题。第四,打通交通末梢和优化换乘衔接的一体化交通结构改善对提高交通运输经济效应有显著影响。

本研究结论对新时代交通提质增效、实现交通强国建设具有重要政策启示。首先,应充分认识到单一运输方式对经济促进作用的长期局限性,推进各种运输方式协同发展,以联程联运结构为重点,科学布局综合交通网络体系,强调交通运输的组合效率和整体效能,以交通结构的网络效应服务实体经济运行。其次,无论是里程数据,还是经验研究结果,均表明当前及未来一段时间内的交通建设应从“规模”关注转向“质量”关注,既要已有交通网络进行结构性调整,又要在未来加大对综合交通网络建设的统筹规划,以大局意识协调各部门工作联动,加快完善统一规划和统一管控的相关政策法规。最后,在打通“前后1公里”和提高换乘衔接等方面持续发力,适应创新发展趋势,融合互联网、大数据、区块链、人工智能等技术创新,培育新技术、新业态,打造一体化的交通网络结构,实现“零距离”换乘和“无缝化”衔接,弥补运输经济效应放缓的短板。

参考文献:

- 白重恩、冀东星(2018):《交通基础设施与出口:来自中国国道主干线的证据》,《世界经济》第1期。
- 刘生龙、胡鞍钢(2010):《基础设施的外部性在中国的检验:1988-2007》,《经济研究》第3期。
- 李涵、唐丽森(2015):《交通基础设施投资、空间溢出效应与企业库存》,《管理世界》第4期。
- 廖茂林、许召元、胡翠、喻崇武(2018):《基础设施投资是否还能促进经济增长?——基于1994-2016年省际面板数据的实证检验》,《管理世界》第5期。
- 孙浦阳、张甜甜、姚树洁(2019):《关税传导、国内运输成本与零售价格——基于高铁建设的理论与实证研究》,《经济研究》第3期。
- 唐宜红、俞峰、林发勤、张梦婷(2019):《中国高铁、贸易成本与企业出口研究》,《经济研究》第7期。
- 王雨飞、倪鹏飞(2016):《高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化》,《中国工业经济》第2期。
- 杨传堂、李小鹏(2018):《奋力开启建设交通强国的新征程》,《中国水运》第3期。
- 张睿、张勋、戴若尘(2018):《基础设施与企业生产率:市场扩张与外资竞争的视角》,《管理世界》第1期。
- 张学良(2012):《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》,《中国社会科学》第3期。
- Allen, T. and Arkolakis, C. “Trade and the Topography of the Spatial Economy.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129(3), pp. 1085-1140.
- Allen, T. and Atkin, D. “Volatility and the Gains from Trade.” *NBER Working Paper*, No. w22276, 2016.
- Armington, P. “A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production.” *IMF Working Paper*, No. 1, 1969.
- Baldwin, R.; Forslid, R.; Martin, P.; Ottaviano, G. and Robert-Nicoud, F. *Public Policies and Economic Geography*. Oxford: Princeton University Press, 2003.
- Duranton, G. and Turner, M. “Urban Growth and Transportation.” *The Review of Economic Studies*, 2012, 79(4), pp. 1407-1447.
- Donaldson, D. and Hornbeck, R. “Railroads and American Economic Growth: A ‘Market Access’ Approach.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(2), pp. 799-858.
- Donaldson, D. “Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure.” *The American Economic Review*, 2018, 108(4-5), pp. 899-934.
- Eaton, J. and Kortum, S. “Technology, Geography, and Trade.” *Econometrica*, 2002, 70(5), pp. 1741-1820.
- Fujita, M.; Krugman, P. and Venables, A. *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*. Cambridge: MIT Press, 1999.
- Faber, B. “Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China’s National Trunk Highway System.” *Review of Economic Studies*, 2014, 81(3), pp. 1046-1070.
- Faber, B. and Gaubert, C. “Tourism and Economic Development: Evidence from Mexico’s Coastline.” *The American Economic Review*, 2019, 109(6), pp. 2245-2338.
- Krugman, P. “Increasing Returns and Economic Geography.” *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3), pp. 483-499.

Monte, F. Redding, S. and Rossi-Hansberg, E. "Commuting, Migration and Local Employment Elasticities." *The American Economic Review*, 2018, 108(12), pp. 3855-3945.

Ma, L. and Tang, Y. "The Distributional Impacts of Transportation Networks in China." mimeo, National University of Singapore, 2020a.

Ma, L. and Tang, Y. "Geography, Trade, and Internal Migration in China." *Journal of Urban Economics*, 2020b, 115(3), pp. 1031-1055.

Redding, S. and Venables, A. "Economic Geography and International Inequality." *Journal of International Economics*, 2004, 62(1), pp. 53-82.

Redding, S. and Rossi-Hansberg, E. "Quantitative Spatial Economics." *Annual Review of Economics*, 2017, 8(9), pp. 21-58.

Transportation Structure, Market Size and Economic Growth

Chen Xiaojia; Xu Wei; An Husen

Abstract: China's economy is currently facing dual pressure due to a structural slowdown and a slowdown in the economic effects of transportation. Based on the quantitative spatial structure model, this paper constructs a quantifiable relationship between transportation structure and market size. It uses China's comprehensive geographic transportation data between 1999 and 2015 to conduct calculations and empirically analyses the economic effects of China's comprehensive transportation and transportation structure, and their differential effects. The results of the study reveal that the economic effects of highways show a trend of rising first and then falling. Other single transportation networks show the characteristics of diminishing marginal economic effects, while the comprehensive transportation structure has increasing marginal economic effects. This paper also explores the mechanism of the incremental effect of the comprehensive transportation network and finds that comprehensive transportation with optimised transfer and intermodal planning significantly improves the economic effects of transportation. The study's findings have significant policy implications for harnessing the potential of the transportation structure, making China a country with a strong transportation network and improving the quality of economic growth.

Key words: transportation cost, comprehensive transportation, market size, economic growth

JEL codes: F1, O1, R1

(截稿:2021年1月 责任编辑:王 徽)