

铁路提速、可达性与城市经济增长

周浩 余金利*

摘要: 本文将中国在1997-2007年期间实施的铁路提速视为交通基础设施质量改善的一次自然实验,选取京广线和京沪线作为铁路提速代表,构造了城市一级面板数据,利用倍差法考察了其城市可达性及经济增长的影响。本文的主要结论有以下几点:第一,整个铁路提速期间,提速使其沿途提速站点人均GDP提高约7.8个百分点;同时,铁路提速对经济增长的促进作用具有叠加效应。第二,铁路提速对城市区域内可达性和区域间可达性的改善显著促进了经济增长,并且区域间可达性改善对经济增长的促进作用更加明显。第三,在铁路提速的推动下,上海和广州作为区域经济增长引擎的作用较北京更加显著。第四,铁路提速对第二产业的促进作用较第三产业更为显著。

关键词: 铁路提速 可达性 城市经济增长

一、引言

从区域视角来看,可达性(Accessibility)对经济发展和经济活动的空间分布起到了重要作用(Krugman, 1991; Fujita, et al., 1999)。可达性常常被认为是平衡经济发展的关键因素,理论和实证研究均表明交通基础设施投资及由其导致的可达性变化对区域经济发展和经济活动的空间分布具有重要影响(Holl, 2007)。Mackiewicz和Ratajczak(1996)认为可达性是空间经济结构再组织的“发生器”,是产生区域经济发展空间差异,并促使各区域在新的空间经济格局中进行角色调整、重新组织的重要原因。这其中的逻辑在于:基础设施,特别是交通基础设施网络的发展和完善,对促进交通枢纽城市的形成、城市密集区和交通沿线经济带的成长、改善区域可达性具有重要作用,可达性的变化引起区域内相对区位价值的变化,从而扩大或缩小区域经济发展差异。

在1997-2007年期间,中国逐步实施了6次全国范围内的铁路大提速。通过提速,全国列车平均旅行速度从1993年的48.1公里/小时上升到2007年的70.18公里/小时;而仅仅第5、6次大提速,运输能力就提高了50%以上。^①旅行时间的缩短和运力的增加意味着作为重要交通设施之一的铁路,其服务质量的改善。世界银行(1994)指出,“投资的数量不应成为政策的惟一中心。改善基础设施的质量同样是至关重要的。”因此,改善了交通基础设施质量的铁路提速对经济增长有何影响呢?铁路线将沿途所经过的城市串联起来,形成一个交通网络,直辖市、省会城市和其他一些大城市利用这个交通网络发挥着带动经济增长的区域性或全国性增长极作用,如北京、上海和广州。旅行时间的节约使得城市间的移动更为便捷,即可达性的提升,这进而增强了城市间经济活动的联系。由于要素的流动是双向的,可达性的提升既有利于要素资源从增长极流出,也有利于要素资源流入增长极。那么,铁路提速带来的可达性提升是否强化了这些中心城市的

* 周浩,暨南大学产业经济研究院,邮政编码:510632,电子信箱:tzhouhao@jnu.edu.cn;余金利,暨南大学产业经济研究院,邮政编码:510632,电子信箱:yjl20110115@yahoo.cn。

本研究得到国家社会科学基金青年项目“收入不平等对产业结构动态的影响研究”(09CJL041)、广东省普通高校人文社会科学基地重大项目“交通设施、产业结构与区域协调发展”(10JDXM79003)以及中央高校基本科研业务费专项资金(暨南跨越计划“交通网络结构和质量对产业动态和区域协调发展影响的研究”,No. 12JNKY005)资助。感谢暨南大学产业经济研究院张志、尹蔚协助数据收集。同时感谢审稿人富有建设性的修改意见,但文责自负。

^①参见 http://www.wenming.cn/2009-09/12/content_17676915.htm。

经济扩散力,促进城市间的协调发展?抑或提高了中心城市经济集聚能力,使得资源在空间上呈现更为集中的模式?这些中心城市在铁路提速对经济增长的影响中扮演的角色存在差异吗?此外,工业生产过程中,物质形态的中间投入和产成品主要利用交通设施进行运输,而现代服务业则更多利用网络和通讯等基础设施传输其数字形态的中间投入或产品。那么,铁路提速和可达性改善对经济的影响是否呈现产业差异呢?

鉴于铁道部和城市一级政府行政权力的差异,中国铁路提速的政策安排和实施具有外生于城市一级行政单位的特征,受地方经济状况的影响也相对较小^①。鉴于此,本文拟将铁路提速视作一次自然实验(Natural Experiment),尝试以铁路提速作为切入点,以城市作为研究对象,考察交通基础设施质量对可达性和经济增长的影响。本研究有以下几方面的意义:第一,本文重点考察的是交通基础设施质量对经济增长的影响,这是在研究视角层面对已有研究的一个补充和丰富。第二,本文在面板数据结构环境下运用了倍差法(DID)估计铁路提速对沿途各地经济发展的影响。由于铁路提速所导致的差异既来自提速与非提速样本之间的横向差异,也来自提速样本在提速前后的纵向差异,因此本文在研究中将样本划分为实验组(提速站点)和控制组(非提速站点),从空间维度(提速与非提速站点)和时间维度(提速前后)同时考察了交通设施质量变动对经济增长的影响。采用倍差法能够给出一个相对稳健的结论,该方法在政策效果的研究中较为流行。第三,本文选择地级市的相关社会经济数据,区别于通常的省级数据,这有助于从更微观的层面研究中国经济增长问题,在一定程度上避免了利用省级数据可能遭遇的加总偏误。

本文其余结构安排如下:第二部分是文献综述;第三部分是估计模型的设定和估计策略的介绍;第四部分是计量结果与分析;第五部分是本文的结论。

二、文献综述

基础设施是社会经济增长的基础性物质条件。世界银行(1994)将基础设施分为经济性基础设施与社会性基础设施。其中,交通运输等经济性基础设施作为物质资本,直接参与生产过程,有益于提高社会生产能力进而加快经济增长速度。Aschauer(1989)的开创性研究,使基础设施与经济增长之间的关系成为研究的热点。

在考察基础设施对经济活动的影响时,早期的研究主要从国家、地区以及行业层面多方位地考察了各种基础设施规模对经济活动的影响,如产出、产出增长率和全要素生产率等^②。随后,基础设施对经济活动的影响被延伸到微观层面,众多的研究考察基础设施对微观企业的经济行为的影响,比如企业全要素生产率(Duggal, et al., 1999; Easterl and Servén, 2003)、企业的交易效率(骆永民, 2008)和企业出口行为(盛丹等, 2011)。

作为基础设施的重要组成部分,交通基础设施向来是学者重点关注的领域之一,且其中的铁路、公路、航空等成为主要研究对象。杨帆和韩传峰(2011)使用中国1952-2006年相关统计数据,分析得出交通基础设施与经济增长间存在长期均衡关系,并且交通基础设施对经济增长具有显著的促进作用。Kilkenny(1998)的研究表明了交通基础设施对不同运输成本的企业选址的影响。随着新经济地理学的兴起,有学者从空间聚集经济的角度分析交通基础设施对新企业的诞生、企业分布与产业布局的影响,认为交通改善将改变区域离心力和向心力之间的平衡(Holl, 2004; Fujita et al., 1999)。

可达性(Accessibility)问题与交通基础设施紧密相连。可达性反映了某区域与其他有关地区相接触,进行社会经济和技术交流的机会及潜力,众多研究利用该指标刻画微观个体由于所处空间位置不同而产生的交通网络差异,从而更为有效地将经济行为与交通基础设施的分布及质量联系起来。机会可达性、旅行时间的加权平均值和交通成本的加权平均值等是早期文献研究可达性常用的方法。Shen(1998)通过比较就业机会的供需关系来判断可达性的好坏。吴威等(2007)以安徽沿江为实证,采用加权平均旅行时间指标,分析了高速公路网构建对节点区内联系及区外联系可达性格局的影响。曹小曙等(2005)借助交通里程图和有关数字资料计算两城市之间的实际交通里程,构造距离矩阵,作为可达性分析的指标。可达性的引入进一步丰富了交通基础设施对微观个体行为、宏观经济增长影响的研究。比如, van Eck 和 de Jong(1999)采用地

^①为了尽量避免铁路提速和城市之间的内生性,本文在样本选择上剔除了直辖市、省会城市和计划单列市。后文对此予以了解释。

^②Straub(2008)的综述中就基础设施对经济增长影响在宏观层面的研究有较为详细的介绍。

理信息系统(Geographic Information System ,GIS) 技术 ,利用可达性来确定商店的市场影响范围 ,并以药店为例探讨了服务于个人的商店的区位选择问题。刘传明和曾菊新(2011) 基于湖北省 79 个县域的数据分析结果显示 ,县域综合交通可达性与经济发展水平之间存在正相关趋势的非线性关系。随着研究工作的深入 ,经济学家在两方面对可达性的研究进行发展。第一 ,测量方法的改进。信息技术、通信技术空间技术的飞速发展 ,贝叶斯估计、空间相互作用模型等数理方法的引入以及 GIS 技术的普及使得可达性的评价方法有了新的进展。第二 ,研究内容的拓展。可达性被广泛应用于交通路线站点的规划(O' Sullivan , et al. 2000) 、城市间的经济联系研究(孟德友、陆玉麒 2012) 以及城市土地利用模式的设立等方面。

从已有文献来看 ,有关中国的研究主要是从交通基础设施的规模存量方面考察其对经济增长的影响 ,较少从质量方面入手 ,结合可达性进行研究的更是寥寥无几。随着中国经济的快速发展 ,交通基础设施将发挥更加重要的作用。然而 ,对交通基础设施的后续建设是更应该注重规模的扩大还是质量的提高 ,现有的研究并未给出满意的答案。鉴于此 ,本文将中国近年来实施的铁路提速看作一次交通基础设施质量改善的自然实验 ,并结合可达性 ,考察其对经济增长的影响 ,进一步丰富该领域的研究。

三、回归模型假定和估计策略

(一) 回归模型假定

首先 ,我们假定生产函数为柯布 - 道格拉斯(Cobb - Douglas) 形式。具体而言 ,包含实物资本、劳动力和人力资本的 C - D 生产函数可表示为:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} H_{it}^{\gamma} \quad 0 < \alpha, \beta, \gamma < 1 \quad (1)$$

其中 i 表示城市 , t 表示时间 , Y 表示产出 , A 表示全要素生产率 , K 表示实物资本 , L 表示劳动力 , H 表示人力资本 , α, β, γ 分别表示实物资本、劳动力和人力资本的产出弹性。同时 ,我们进一步假定 $\alpha + \beta + \gamma = 1$,表示生产函数具有规模报酬不变的特性。(1) 式两边同时除以 L_{it} 可得:

$$Y_{it}/L_{it} = A_{it} (K_{it}/L_{it})^{\alpha} (H_{it}/L_{it})^{\gamma} \quad (2)$$

从经济理论上讲 ,交通基础设施通过降低运输成本、加快人力资源流动、促进信息共享等途径影响全要素生产率。因而我们可以将全要素生产率表示为: $A_{it} = \beta_i \times \beta_t \times (road_{it})^{\beta_r}$,其中 β_i 表示一些无法观测的影响城市全要素生产率的特有要素 ,即个体特征; β_t 表示随时间推移 ,社会整体技术进步对全要素生产率的影响 ,即时间趋势; $road$ 表示城市的单位面积道路 ,鉴于数据的可得性 ,本文用其刻画城市的基础设施水平。将其代入(2) 式 ,然后两边取自然对数得:

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = \ln\beta_i + \ln\beta_t + \beta_r \ln road_{it} + \alpha \ln(K_{it}/L_{it}) + \gamma \ln(H_{it}/L_{it}) \quad (3)$$

随着改革开放的不断深入 ,大量外资流入中国 ,尽管对 FDI 在中国经济增长中所扮演的角色富有争议 ,但其对中国经济增长产生的重要影响却是毋庸置疑的(罗长远、张军 2008) 。鉴于 FDI 对我国经济增长如此重要的作用 ,我们在模型中加入外商直接投资。因此 ,本文的理论模型设定为:

$$\ln rjgdp_{it} = \varphi_i + \beta_{trend} trend_t + \beta_r \ln road_{it} + \alpha \ln k_{it} + \gamma \ln h_{it} + \beta_f \ln fdi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) 式中 $rjgdp_{it} \equiv Y_{it}/L_{it}$ 表示人均 GDP , $\varphi_i \equiv \ln\beta_i$ 代表各城市的个体特征 , $trend_t \equiv \ln\beta_t$ 代表时间趋势 , $k_{it} \equiv K_{it}/L_{it}$ 表示人均实物资本 , $road_{it}$ 表示城市基础设施水平 , $h_{it} \equiv H_{it}/L_{it}$ 表示人均人力资本 ,由于缺乏人力资本的直接度量指标 ,本文采用人均拥有的病床数 pb_{it} 来刻画 h_{it} , ε_{it} 为随机扰动项。另外 ,本文使用的有关数据来自《中国城市统计年鉴》。

(二) 倍差法估计

本文的重点在于考察铁路提速对城市的可达性及经济增长的影响。鉴于铁道部和市级政府的行政级别差异 ,提速线路沿途的大部分城市难以影响铁路提速政策的提出和实施。对大多数的城市而言 ,铁路提速政策是外生的。因此 ,当我们将中小城市作为考察样本时 ,铁路提速可以看作是一次自然实验 ,因此本文拟采用倍差法进行估计。倍差法通常用于考察某项政策或事件对实施对象的影响 ,在经济学领域有着广泛应用。具体而言 ,该方法将某项政策或事件看作一个自然实验 ,为了考察其对某个结果所造成的净影响 ,在样本点中引入一组未受政策影响的参照物 ,即所谓的控制组(control group) ,而将受政策影响的样本点称为实验组(treatment group) 。因此本文所考察的铁路提速 ,回归方程可以设定为:

①陆铭(2011) 也采用该指标刻画健康维度的人力资本。

$$\ln rjgdp_{it} = a + \beta_1 du_i + \beta_{time} dt_t + \beta_1 dt_t \times du_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中虚拟变量 $du_i = 0, 1$ 分别表示控制组和实验组,在本文中分别代表非提速站点和提速站点;虚拟变量 $dt_t = 0, 1$ 分别表示提速发生前后两个时间段,在本文中分别代表提速前和提速后;组别虚拟变量的系数 β_1 表示横向的组间差异,时间虚拟变量的系数 β_{time} 表示纵向的时间差异;两虚拟变量的交叉项 $dt_t \times du_i$ 的估计系数 β_1 则测度了铁路提速对人均 GDP 的净影响。结合(4)式和(5)式即得:

$$\ln rjgdp_{it} = \varphi_i + \beta_1 dt_t \times du_i + \beta_r \ln road_{it} + \alpha \ln k_{it} + \gamma \ln h_{it} + \beta_j \ln fdi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

如前所述,交通基础设施承担起城市间经济活动连接的纽带作用,铁路提速有助于提高城市经济活动的可达性,更有效地发挥经济实力较强城市对周围城市的经济辐射作用。鉴于本文的目的,我们在回归方程中引入了刻画可达性的两个指标。

(1) 由提速站点所在城市与“北上广”三大核心城市共同描绘的区域间可达性指标 $AC_i^{national}$:

$AC_i^{national} = \sum_{j \in B3} \frac{popu_j}{dis_{ij}}$ 其中 $B3$ 代表北京、上海和广州三大核心城市, $popu_j$ 表示城市辖区人口, dis_{ij} 表示城市 i 和 j 之间的铁路里程。

(2) 由该城市与其所在省份的省会城市共同描绘的区域内可达性指标 $AC_i^{regional}$:

$$AC_i^{regional} = \frac{popu_{ipc}}{dis_{ipc}}$$

其中 ipc 表示城市 i 所在的省份的省会城市。

用 $AC_i^{regional}$ 和 $AC_i^{national}$ 分别与虚拟变量 $dt_t \times du_i$ 的乘积来刻画提速改善城市的区域内可达性和区域间可达性对经济增长的影响。这一指标不仅包含了可达性的数量因素,即距离和人口,也包含了可达性的质量因素,即铁路提速。

因此,本文最终的估计方程为:

$$\ln rjgdp_{it} = \varphi_i + a + \beta_1 dt_t \times du_i + \beta_r AC_i^{regional} \times dt_t \times du_i + \beta_{in} AC_i^{national} \times dt_t \times du_i + \beta_r \ln road_{it} + \alpha \ln k_{it} + \gamma \ln h_{it} + \beta_j \ln fdi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

(三) 实验组和控制组的选择

首先,我们构造铁路提速的实验组。在1997-2006年期间中国共进行了5次铁路大提速,涉及的铁路线路较多,但主要集中在东部和中部人口密集地区。本文选择京广线和京沪线作为分析对象主要基于以下几个方面原因的考虑:第一,京广线途径6个省市,是国内最重要的一条南北铁路干线;京沪线则连接着中国最大、最发达的两座城市,途径7个省市,考察铁路提速对这两条线路的影响效果具有一定的代表性。第二,京广线和京沪线是最早实施提速的两条铁路线,选择这两条线路能够考察铁路提速影响随时间的变化。第三,这两条线路途经的城市基本处在东南沿海和中原一带,地理位置相对而言差异较小,有助于控制样本差异过大导致的偏误。第四,本文选取的样本是地级市,主要是因为提速缩短了铁路沿途站点的实际距离,而地级市是提速过程中的受惠城市。在实验组中,本文还除去了京广线和京沪线上的直辖市、省会城市和计划单列市,主要是尽可能减少样本在经济环境和政策上的差异及内生性的影响。

基于尽量减少控制组与实验组之间差异的目的,本文选择京广线和京沪线所经省份中该两条线路未经过的地级市作为控制组的成员。这种选择主要是基于空间相邻样本之间差异相对较小的假设。同样,如前所述,控制组样本中也不包含直辖市、省会城市、计划单列市。最终的实验组和控制组的分组结果见表1。

表1 京广线和京沪线铁路提速实验组和控制组的地域分布

| | 实验组(25) | 控制组(37) |
|------|---|--|
| 地域分布 | 河北省(4)、江苏省(4)、安徽省(2)、山东省(3)、河南省(6)、湖北省(1)、湖南省(4)、广东省(1) | 河北省(1)、江苏省(3)、安徽省(4)、山东省(8)、河南省(3)、湖北省(4)、湖南省(3)、广东省(11) |

说明:括号里数目代表该省所含实验组或控制组的城市个数。

在样本时间范围的选择上,由于1997年4月京广线和京沪线实施第一次提速,为了尽可能控制时间的影响,本文选择1994-1996年作为铁路未提速的时间段,1997-2006年作为铁路提速的发生期。在1997-2006年间的5次铁路大提速京广线和京沪线均直接参与。为了进一步考察铁路提速的时间效应,我们还将整个提速期间划分为1997-2001年和2002-2006年两个子时段。

四、计量结果与分析

(一) 基本结果

我们对面板估计进行了 Hausman 检验,结果表明宜采用固定效应模型(Fixed Effects Model)进行估计。从经济理论上,诸如地理位置、经济政策、地域风俗等未纳入回归方程的个体特征对城市经济的发展有着直接的影响,将这些因素作为固定因素引入模型更为合适。另外,本文采用了 Driscoll 和 Kraay(1998)提出的协方差结构处理面板数据中通常存在的异方差问题(见表 2)。

表 2 铁路提速对城市经济增长的影响

| 提速前 | 1994 - 1996 年 |
|-------------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|
| 提速后 | 1997 - 2006 年 | 1997 - 2006 年 | 1997 - 2001 年 | 2002 - 2006 年 |
| $AC^{national}$ | 0.2749 ^{***} (0.083) | | | |
| $AC^{regional}$ | -0.0005 (0.0513) | | | |
| $dt \times du$ | | 0.0778 [*] (0.0374) | 0.1250 ^{***} (0.0267) | 0.0852 ^{**} (0.0297) |
| $AC^{national} \times dt \times du$ | | 0.1370 ^{***} (0.0292) | 0.0783 ^{**} (0.0272) | 0.1727 ^{***} (0.0261) |
| $AC^{regional} \times dt \times du$ | | 0.0423 [*] (0.022) | 0.0121 (0.0164) | 0.0186 (0.0179) |
| $\ln k$ | 0.1264 ^{**} (0.0418) | 0.2173 ^{***} (0.0244) | 0.1566 ^{***} (0.0225) | 0.2480 ^{***} (0.0169) |
| $\ln fdi$ | 0.3513 ^{***} (0.0671) | 0.3538 ^{***} (0.0801) | 0.2994 ^{***} (0.047) | 0.1622 ^{***} (0.0237) |
| $\ln pb$ | 0.3274 ^{***} (0.0587) | 0.3096 ^{***} (0.0613) | 0.1904 ^{***} (0.0254) | 0.3924 ^{***} (0.0648) |
| $\ln road$ | 0.0934 ^{***} (0.0148) | 0.1048 ^{***} (0.0205) | 0.0639 ^{**} (0.0187) | 0.0850 ^{***} (0.0114) |
| 常数 | 8.7292 ^{***} (0.452) | 7.4150 ^{***} (0.3316) | 7.5437 ^{***} (0.2545) | 8.0046 ^{***} (0.3634) |
| Hausman 检验 | 64.25 [0.0000] | 60.66 [0.0000] | 59.91 [0.0000] | 68.67 [0.0000] |
| With - $\ln R^2$ | 0.7714 | 0.7632 | 0.6136 | 0.8571 |
| 样本数 | 849 | 849 | 521 | 521 |

注:估计方法为固定效应模型,且采用了 Driscoll 和 Kraay(1998)方差结构修正截面异方差;()括号内的数值表示相应回归系数的标准差;[]括号内的数值表示相应统计量的 P 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%及 10% 的显著性水平上显著;下表同。

首先,我们考察整个提速时期内铁路提速对经济增长的影响。表 2 的第三列给出了相应的结果。对于铁路提速的整个时间段 1997 - 2006 年,估计系数 β_t 为 0.0778,通过了 10% 的显著性检验,这意味着铁路提速促使提速站点的人均 GDP 较未提速站点提高了 7.78 个百分点。从表中我们还可以看到组内 R^2 的值为 0.7632,这在一定程度上说明我们引入的控制变量对人均 GDP 变化的解释是比较充分的。

其次,我们进一步考察提速期间内不同时段提速对经济增长的影响。将整个提速期间分为 1997 - 2001 年 2002 - 2006 年两个时段。表 2 的第四、五两列给出了相应结果。1997 - 2001 年时段 β_t 为 0.1250,通过了 1% 的显著性检验,这说明该时段的火车提速导致提速站点人均 GDP 高出未提速站点 12.50 个百分点;2002 - 2006 年时段 β_t 为 0.0852,并通过了 5% 的显著性检验,这意味着第二时段的提速导致人均 GDP 提高了 8.52 个百分点。一方面,从整个铁路提速过程看,1997 - 2001 年这个时段内中国铁路实施了四次大提速(1997 年、1998 年、2000 年及 2001 年),而在 2002 - 2006 年这个时段内仅在 2004 年实行了第五次大提速。第一时段的 β_t 估计系数是前四次提速的综合效果,而第二时段的 β_t 则仅是第五次提速的效果。由此可见,随着时间的推移,提速会使更多的城市受惠,交通基础设施的网络效应也逐步体现出来,多次提速的作用相加使第五次提速对经济增长的推动效果更加明显。

第三,刻画铁路提速对可达性影响的估计系数 β_{in} 、 β_{ir} 均为正。为了对比,我们先了解一下未考虑铁路提速情况下可达性对经济产出的影响。表 2 的第二列给出了相应的估计结果。我们可以看到,区域间可达性的估计系数为 0.2749,显著为正;而区域内可达性的估计系数为 -0.0005,且不显著。这说明各城市到“北上广”三大核心城市的可达性对人均 GDP 有明显的促进作用,而各城市到区域经济中心省会城市的可达性对当地的经济推动作用并不明显。接下来,我们考察铁路提速和可达性变化对城市经济发展的共同影响。对于整个提速期间 β_{ir} 的估计值为 0.0423, β_{in} 的估计值为 0.1370,且分别通过了 10% 和 1% 的显著性检验。铁路提速改善了城市间的交通状况,节约了旅行时间,提高了旅行舒适度,估计方程中引入的提速虚拟变量

和可达性的乘积项恰好刻画了这种可达性改善的特征。估计结果显示,铁路提速所引起的可达性改善促进了中小城市的经济发展。并且,我们同样看到了类似的未考虑铁路提速情况下的结果,区域间可达性改善对城市人均 GDP 的推动作用明显高于区域内可达性改善的效果。当我们进一步考察提速各时段的效果时,结果显示区域间可达性改善的估计系数在两个子时期内也都显著为正(分别为 0.0783、0.1727),且表现出一个递增的态势;而区域内可达性改善的估计系数虽然为正但不显著。从铁路提速的历程看,远距离的省际间旅行时间有明显的减少,而短距离的省内旅行时间却不一定有明显的改善,因为很多提速的旅客列车并不出售短途车票。所以,我们的估计结果在一定程度上反映了铁路提速对区域间和区域内可达性改善的差异。

最后,考察其他控制变量的估计系数。由表 2 可见,人均资本存量与人均床位数的估计系数显著为正,这说明物质资本和人力资本依旧是促进经济增长的核心要素。城市基础设施、外商直接投资的估计系数同样显著为正,这意味着城市基础设施和外商直接投资对经济增长也起到了显著的促进作用。以上估计结果也在一定程度上验证了代谦和别朝霞(2006)的研究结论,即普及和改善教育、提高国民的人力资本水平应该成为发展中国家提高自身技术能力、吸引 FDI、促进技术进步和经济增长的核心政策。

(二) 三大城市之间的比较

为了考察北京、上海和广州这三大核心城市作为经济增长火车头的差异,我们进一步将各城市的区域间可达性分解为各城市与“北上广”三个城市的可达性,分别对应于 AC^{bj} 、 AC^{shh} 和 AC^{gzh} ,估计方程修正为式(8),回归结果见表 3:

$$\ln rjgdp_{it} = \phi_i + \beta_i dt_t \times du_i + \beta_{ir} AC_i^{regional} \times dt_t \times du_i + \beta_{inb} AC_i^{bj} \times dt_t \times du_i + \beta_{insh} AC_i^{shh} \times dt_t \times du_i + \beta_{ingzh} AC_i^{gzh} \times dt_t \times du_i + \alpha \ln k_{it} + \beta_f \ln fdi_{it} + \beta_r \ln road_{it} + \gamma \ln h_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

表 3 “北上广”的比较

| 提速前 | 1994 - 1996 年 | 1994 - 1996 年 | 1994 - 1996 年 |
|-------------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 提速后 | 1997 - 2006 年 | 1997 - 2001 年 | 2002 - 2006 年 |
| $dt \times du$ | 0.1069** (0.0361) | 0.1228** (0.0428) | 0.0683 (0.073) |
| $AC^{bj} \times dt \times du$ | 0.1064*** (0.0272) | 0.0549** (0.0182) | 0.1104* (0.0648) |
| $AC^{shh} \times dt \times du$ | 0.1533*** (0.0347) | 0.0887** (0.0349) | 0.2309*** (0.0671) |
| $AC^{gzh} \times dt \times du$ | 0.1548*** (0.037) | 0.0703 (0.038) | 0.1844* (0.0966) |
| $AC^{regional} \times dt \times du$ | 0.0276 (0.0231) | 0.0035 (0.0174) | -0.0086 (0.056) |
| $\ln k$ | 0.2173*** (0.025) | 0.1570*** (0.0231) | 0.2432*** (0.0168) |
| $\ln fdi$ | 0.3509*** (0.0834) | 0.2951*** (0.0484) | 0.3458*** (0.1309) |
| $\ln pb$ | 0.3129*** (0.0613) | 0.1929*** (0.0265) | 0.3951*** (0.077) |
| $\ln road$ | 0.1062** (0.0206) | 0.0642** (0.0192) | 0.1012** (0.0248) |
| 常数 | 7.4353*** (0.3319) | 7.5605*** (0.2504) | 7.6563*** (0.5838) |
| Hausman 检验 | 59.36 [0.0000] | 60.58 [0.0000] | 9.94# [0.3555] |
| With - in R^2 | 0.7639 | 0.6144 | 0.8566 |
| 样本数 | 849 | 521 | 521 |

注:#表示估计方法为 robust 协方差结构的随机效应模型。

表 3 第二列给出的结果显示,在整个提速期间 1997 - 2006 年,刻画铁路提速所引起的各城市与北京可达性改善对城市人均 GDP 影响的估计系数 β_{inb} 为 0.1064,且显著为正,类似地,上海和广州的估计系数 β_{insh} 和 β_{ingzh} 分别为 0.1533、0.1548,并且均通过了 1% 的显著性检验。这说明在铁路提速的影响下,各城市与核心城市之间的可达性提高 1% 时,其城市人均 GDP 较未提速站点将高出 0.10% ~ 0.15%。同时,估计系数 β_{inb} 、 β_{insh} 和 β_{ingzh} 之间的差异也显示,上海、广州作为区域经济增长引擎的作用较北京更加显著。北京不仅是经济中心,同时还承担着更多的文化和政治中心角色,其对区域乃至全国经济的带动作用既有经济实力的原

因,也有国家政策方面的原因。而上海和广州凭借其优越的临海位置以及历史积累的经济实力,由市场自发地演进为长三角和珠三角地区的经济发展中心,它们对周围地区经济增长的带动作用也更有力度和坚实的基础。

(三) 产业之间的差异

对于工业部门来说,交通基础设施是联系工业活动的重要手段和方式,目前大规模地运输中间投入品、原材料和产成品的手段主要还是诸如公路、铁路等传统的运输方式。但对于第三产业而言,除了物流、旅游、餐饮等传统服务业的局部地域特征较为明显,更多地使用城市内部的交通设施外,金融等现代服务业的产品和投入要素通常以数字形态存在,一般通过网络、通信等方式进行传送。因此,传统的跨地区交通基础设施对第二、三产业发展的影响具有明显的差异。那么铁路提速对经济的影响是否也体现了这种特点呢?

为了比较铁路提速对第二、三产业影响的差异,我们对原模型进行修改,将被解释变量拆分,按铁路提速对第二产业人均 GDP 的影响和对第三产业人均 GDP 的影响分别建立回归方程:

$$\ln rjgdp_{ij} = \varphi_{ij} + a_j + \beta_{j1} dt_i \times du_i + \beta_{ij} AC_i^{regional} \times dt_i \times du_i + \beta_{ij} AC_i^{national} \times dt_i \times du_i + \alpha_j \ln k_{it} + \beta_{j2} \ln fdi_{it} + \beta_{j3} \ln road_{it} + \gamma_j \ln h_{it} + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

其中 $j=1, 2$ 分别表示第二、三产业,回归结果如表 4 所示。

表 4 铁路提速效应的产业差异

| | 第二产业 | | | 第三产业 | | |
|-------------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 1994 - 1996 年 |
| 提速前 | | | | | | |
| 提速后 | 1997 - 2006 年 | 1997 - 2001 年 | 2002 - 2006 年 | 1997 - 2006 年 | 1997 - 2001 年 | 2002 - 2006 年 |
| $dt \times du$ | 0.0235 (0.0496) | 0.0951*** (0.0271) | 0.0247 (0.0318) | -0.0291 (0.0316) | -0.0368 (0.0362) | -0.0109 (0.0471) |
| $AC^{national} \times dt \times du$ | 0.1371*** (0.0346) | 0.0680* (0.0323) | 0.2082*** (0.0359) | 0.0376 (0.0275) | 0.0112 (0.0207) | 0.02 (0.0332) |
| $AC^{regional} \times dt \times du$ | 0.0528** (0.0242) | 0.0205 (0.0133) | 0.0322* (0.017) | 0.1002*** (0.0217) | 0.0754** (0.028) | 0.0912*** (0.0191) |
| $\ln k$ | 0.2350*** (0.0308) | 0.1569*** (0.0257) | 0.2694*** (0.0237) | 0.3832*** (0.0137) | 0.3764*** (0.0184) | 0.3946*** (0.013) |
| $\ln fdi$ | 0.4512*** (0.1007) | 0.3429*** (0.0434) | 0.2052*** (0.0583) | 0.3591*** (0.0708) | 0.4604*** (0.0583) | 0.3145*** (0.0279) |
| $\ln pb$ | 0.3151*** (0.0734) | 0.1684** (0.0504) | 0.4200*** (0.0834) | 0.3362*** (0.0503) | 0.2705*** (0.0413) | 0.4158*** (0.0461) |
| $\ln road$ | 0.0947*** (0.0248) | 0.0449** (0.0148) | 0.0727** (0.0234) | 0.0555** (0.0186) | 0.0433* (0.0225) | 0.0379** (0.0124) |
| 常数 | 6.4381*** (0.4122) | 6.7148*** (0.4444) | 7.2368*** (0.3902) | 5.0031*** (0.3138) | 4.5316*** (0.3067) | 5.4476*** (0.3784) |
| Hausman 检验 | 49.58 [0.0000] | 59.73 [0.0000] | 53.77 [0.0000] | 31.57 [0.0001] | 18.36 [0.0187] | 33.34 [0.0000] |
| With - in R^2 | 0.6958 | 0.4942 | 0.8020 | 0.8064 | 0.7610 | 0.8517 |
| 样本数 | 844 | 516 | 518 | 849 | 521 | 521 |

从表 4 我们可以发现,对于整个提速期间,第二产业的估计系数 β_{11} 为 0.0235, 但不显著,而第三产业的估计系数 β_{12} 为 -0.0291, 同样也不显著。当我们进一步分时段考察时,估计系数 β_{ij} 基本上表现出类似的特征。但我们对 β_{j1} 、 β_{j2} 和 β_{j3} 进行了联合检验,结果是显著的。^① 因此,铁路提速对第二产业的发展还是具有一定的直接促进作用。另外,对于铁路提速所引起的可达性改善,其对第二、三产业的作用则存在明显的差异。对于第二产业来说,在整个提速期间以及两个子时期内,无论是刻画区域间可达性改善的 β_{11} , 还是代表区域内可达性改善的 β_{12} , 基本上都显著为正,而且同样表现出区域间可达性改善对经济增长具有更明显的作用,这与前面关于可达性改善对整个人均 GDP 影响的特点是相一致的。铁路提速,一方面提高了科技人才、管理人才等人力资源的输送效率,促进了信息交流和治理资源的共享;另一方面也使已有线路的运力大幅提升,保证了原材料、产成品等的运输,降低综合运输成本,提高了企业的竞争力,这对于运输费用占成本比重高、对交通运输条件要求高的制造业尤为重要。我们的估计结果基本上反映了这种特点。

^①原假设为 $\beta_{j1}=0, \beta_{j2}=0$ 且 $\beta_{j3}=0$, 表 4 第 2 - 7 列对应的检验统计量分别为 24.07、16.79、49.42、18.56、20.46 和 108.57。

而对于第三产业来说,虽然 β_{m2} 为正,但不显著;相反 β_{r2} 则均显著为正,这意味着区域内可达性改善促进了第三产业的发展。这与表2中区域内可达性改善对整个人均GDP的促进作用不显著并不矛盾。在中国,除了少数经济发达城市正从工业化向后工业化转型,大部分的城市仍处于工业化的进程中,工业依然是城市经济的支柱。所以,区域内可达性改善虽然促进了第三产业的发展,但对整个经济的促进作用还是有限的。

五、结论

交通基础设施作为生产性基础设施,是联系经济活动的纽带,对整个社会经济的发展起着重要作用。良好的交通基础设施能够促进生产要素流动,提高资源配置效率,同时加快技术外溢,提高社会生产率,进而加快经济增长速度。中国在1997-2006年间分步、分地区实施了5次铁路提速,由于铁路提速政策的制定和实施独立于提速线路沿途的大部分城市,且提速节约了旅行和运输的时间,因而可以将铁路提速看作一次交通基础设施质量改善的自然实验。同时,铁路线路提供了一种相对直观的刻画城市经济活动联系的方式。基于城市一级的数据,本文以京广线和京沪线为考察对象,构造了1994-2006年与铁路提速相匹配的实验组和控制组的面板数据,并运用倍差法较好的识别和测度了铁路提速对提速站点城市的可达性及经济增长的影响。

本文的主要结论是,铁路提速改善了提速路线所经城市的区域内可达性和区域间可达性,促进了其经济增长。同时,也提高了核心城市对周边城市的经济辐射能力。从总体上看,在1997-2006年整个提速期间,京广线和京沪线的提速使其沿途提速站点较未提速站点人均GDP提高了约7.8个百分点,且铁路提速对经济增长的促进作用具有叠加效应;铁路提速对区域内可达性和区域间可达性的改善也对经济增长具有显著的促进作用,且区域间可达性改善对经济增长的促进作用更为明显。

本文的研究还进一步表明铁路提速效果具有空间特征和产业差异。在铁路提速的推动下,上海和广州作为区域经济增长引擎的作用较北京更加显著;同时,铁路提速对第二产业的促进作用较第三产业更为显著。

当然,本文仅局限于在较为宏观的层面考察铁路提速这一业已发生的政策对城市通达性及经济增长的影响,而在微观层面考察铁路提速通过何种渠道和途径影响企业或个体的经济行为,进而影响宏观层面的经济增长则是本文未来的研究方向。

参考文献:

1. 曹小曙、薛德升、阎小培 2005 《中国铁路干线公路网络联结的城市通达性》,《地理学报》第6期。
2. 代谦、别朝霞 2006 《FDI、人力资本积累与经济增长》,《经济研究》第4期。
3. 刘传明、曾菊新 2011 《县域综合交通可达性测度及其与经济发展水平的关系——对湖北省79个县域的定量分析》,《地理研究》第12期。
4. 陆铭 2011 《建设用地使用权跨区域再配置:中国经济增长的新动力》,《世界经济》第1期。
5. 罗长远、张军 2008 《转型时期的外国直接投资:中国的经验》,《世界经济文汇》第1期。
6. 骆永民 2008 《公共物品、分工演进与经济增长》,《财经研究》第5期。
7. 孟德友、陆玉麒 2012 《基于铁路客运网络的省际可达性及经济联系格局》,《地理研究》第1期。
8. 盛丹、包群、王永进 2011 《基础设施对中国企业出口行为的影响“集约边际”还是“扩展边际”》,《世界经济》第1期。
9. 世界银行,1994 《1994年世界发展报告》,中译本,北京,中国财政经济出版社。
10. 吴威、曹有挥、曹卫东、徐建、王玥 2007 《区域高速公路网络构建对空间可达性格局的影响——以安徽沿江地区为实例》,《长江流域资源与环境》第6期。
11. 杨帆、韩传峰 2011 《中国交通基础设施与经济增长的关系实证》,《中国人口·资源与环境》第10期。
12. Aschauer, D. A. 1989. "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, 23(2): 177-200.
13. Driscoll, J. C., and A. C. Kraay. 1998. "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data." *Review of Economics and Statistics*, 80(4): 549-560.
14. Duggal, V. G., C. Saltzman, and L. Klein. 1999. "Infrastructure and Productivity: A Nonlinear Approach." *Journal of Econometrics*, 92(1): 47-74.
15. Easterly, W., and L. Servén. 2003. *The Limits of Stabilization: Infrastructure, Public Deficits and Growth in Latin America*. Palo Alto, Calif: Stanford University Press and the World Bank.
16. Fujita, M., P. Krugman, and A. J. Venables. 1999. *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*. Cambridge, MA: MIT Press.
17. Holl, A. 2004. "Transport Infrastructure, Agglomeration Economies, and Firm Birth: Empirical Evidence from Portugal." *Journal of Regional Science*, 44(4): 693-712.

(下转第70页)

New Perspective of RMB Real Exchange Rate's Determinants and Misalignment: Based on NOEM Framework

Zhao Xianli

(School of Finance ,Central University of Finance and Economics)

Abstract: In this paper , we establish an equilibrium real exchange rate model of dynamic and intertemporal utility maximization based on the New Open Economy Macroeconomics (NOEM) . The model shows that the nominal exchange rate , two – sector relative productivity differences between two countries and real money balances differences between two countries are the determinants of real exchange rate. Based on theoretical model , we estimate the equilibrium real exchange rate of RMB – US dollar by using the data from 1994Q2 to 2012Q1. The results indicate that: two – sector relative productivity differences between China and US are the main factors of real exchange rate and the short – term impact of nominal exchange is greater than the long – term impact. Real exchange rate of RMB has an overall appreciation trend during the sample period. Although overestimation and underestimation appear alternately , there is no significant undervaluation during the period. There is no significant correlation between RMB misalignment and economic growth , export growth and employment of US.

Key Words: RMB; Equilibrium Exchange Rate; Exchange Rate Misalignment; New Open Economy Macroeconomics

JEL Classification: F31 ,F41

(责任编辑: 陈永清)

(上接第 59 页)

18. Holl , A. 2007. “Twenty Years of Accessibility Improvements: The Case of the Spanish Motorway Building Programme. ” *Transport Geography* , 15(4) : 286 – 297.
19. Krugman , P. R. 1991. “Increasing Returns and Economic Geography. ” *Journal of Political Economy* , 99(3) : 483 – 499.
20. Kilkenny , Maureen. 1998. “Transport Costs and Rural Development. ” *Journal of Regional Science* , 38(2) : 293 – 312.
21. Mackiewicz , A. , and W. Ratajczak. 1996. “Towards a New Definition of Topological Accessibility. ” *Transportation Research* , 30(1) : 47 – 79.
22. O’ Sullivan , D. , A. Morrison , and J. Shearer. 2000. “Using Desktop GIS for the Investigation of Accessibility by Public Transport: An Isochrone Approach. ” *International Journal of Geographical Information Science* , 14(1) : 85 – 104.
23. Shen , Q. 1998. “Location Characteristics of Inner City Neighborhoods and Employment Accessibility of Low Wage Workers. ” *Environment and Planning B* , 25(3) : 345 – 365.
24. Straub , S. 2008. “Infrastructure and Growth in Developing Countries: Recent Advances and Research Challenges. ” Policy Research Working Paper Series 4460 , the World Bank.
25. van Eck , J. R. , and T. de Jong. 1999. “Accessibility Analysis and Spatial Competition Effects in the Context of GIS Supported Service Location Planning. ” *Computers , Environment and Urban Systems* , 23(2) : 75 – 89.

Railway Speed – up Accessibility and Urban Economic Growth in China

Zhou Hao and Yu Jinli

(Institute of Industrial Economics ,Jinan University)

Abstract: Beginning in 1997 ,China implemented a six – round campaign to accelerate train service , known as the “China Railway Speed – Up Campaign”. In this paper ,we take the railway speed – up as a natural experiment that improves the quality of transportation infrastructure. The two main railway lines ,Beijing – Guangzhou line(Jingguang Xian) and Beijing – Shanghai line(Jinghu Xian) have been selected as representative samples of the railway upgrades. The paper constructs a panel data including treatment and control groups at city – level and applies difference – in – difference estimation to explore the impact of China’s railway speed upgrades on the urban accessibility and economic growth. The main conclusions are as follows: First ,the average per capita GDP has been increased about 7.8 percentage by the railway speed upgrades. Second ,the improvements of urban regional and national accessibility driven by the railway speed upgrades play a significant role in promoting economic growth and the latter plays a stronger role. Third ,driven by the railway speed upgrades ,the roles of Shanghai and Guangzhou as regional engine for economic growth are more significant than Beijing. Fourth ,the impact of railway speed upgrades on the secondary industry is more significant than that on tertiary industry.

Key Words: China Railway Speed – up; Accessibility; Urban Economic Growth

JEL Classification: H54 ,O40

(责任编辑: 孙永平、陈永清)