

铁路基础设施外溢效应的区域比较研究

——来自中国省域面板数据的证据

方领 王保喜¹

【摘要】：铁路投资建设和客货运输不仅直接作用地区经济发展，同时也会带来间接外溢效应。本文基于我国 30 个省域 1997~2017 年的面板数据，通过构建固定效应和变系数的面板模型，运用 SUR、GLS、FGLS 等估计法，验证铁路基础设施资本与区域经济增长的外溢关系，并在同一维度上实证比较分析我国区域间铁路基础设施外溢效应的差异。结果表明，省域以及地区之间的铁路外溢程度差异较大，从地区看，基本呈现华东>华北>中南>华南>东北>西南>西北的差异格局，与城市群高度相关；除京沪苏浙鲁外，陕西、贵州等省域铁路外溢效应较强。从铁路影响机理来看，主要通过铁路网密度、城市群区位差异、交通运输结构、铁路客货结构等基础变量，改变铁路建设和运输从而传导至省域以及区域经济，引起差异的存在。本文建议依托城市群，完善区域路网布局，构建城市群之间的铁路“线”以及城市群内部城市间的网状铁路“面”；合理配置铁路内外结构，提升铁路供给效率。

【关键词】：铁路 外溢效应 区域比较 SUR 估计

一、问题的提出

据中国国家铁路集团数据：截至 2020 年 7 月底，全国铁路营业里程达到 14.14 万公里，其中高铁 3.6 万公里。但是从省际或区域的角度来看，我国铁路建设不均衡，京津及其周边地区、华北平原、沿海等地区的铁路密度较高，西部及内陆沿边地区密度较低，最高与最低的地区铁路密度相差甚至达到 160 倍。交通运输结构和铁路运输量亦是如此。为什么铁路建设运营的不均衡与地区经济间差异高度相关？很多文献从铁路建设运营的直接效应因素来分析地区差异的影响机理，但仅从直接效应对比分析地区差异是否不够全面？

近几年，很多学者开始关注和研究铁路建设运营对国民经济和区域经济的间接效应，即外部性，如果是正的外部性则称为外溢效应。假设将铁路产业比作一个独立的微观企业，铁路运输业直接盈利创效并不明显，投资回报率整体不高，甚至低下，但不可否认其对国民经济的影响具有间接外部效应，且表现的经济外部性特征也是正向的。它对一个地方经济社会的带动作用是多方面的，特别是铁路成网后，主要表现在节约交通运输时间和运输成本，降低物流成本，提升国土空间价值等多方面的正向贡献。

我国铁路的自然垄断属性和准公共产品属性是外溢效应产生的主要原因。我国铁路虽然已经实行了“政企分开”，但仍过多承担政府公益职能，资源配置效率受到一定外部影响，铁路直接效应和间接效应同时存在。20 世纪 90 年代以来，我国运输需求增加，铁路投资相应扩大，但是由于我国面积广阔，地区发展环境差异较大，不同地区铁路投资和铁路运输有很大的区别，从铁路的宏观外溢性角度去探究地区差异更为全面。基于以上分析，本文主要回答三个问题：第一，省际和地区间铁路对地区经济的外溢作用谁更大？第二，引起省际和地区间铁路对经济的外溢作用不同的传导机理如何？第三，如何缩小地区间铁路的外溢效应的差距？

¹**作者简介：**方领，中国社会科学院研究生院经济学博士生；（北京 102488）通讯作者王保喜，经济学博士，《铁路采购与物流》杂志社社长。（北京 100036）

二、文献综述

外溢效应即正外部性是经济学中经常被讨论、长期被研究的话题。外溢效应的理论基础主要来自外部性经济理论，其理论渊源可追溯到 1756~1776 年的重农学派关于农业部门对非农业部门的外溢效应。无论是福利经济学，还是新制度经济学；无论是公共选择理论，还是区域增长理论，都将外溢性和外部性问题作为重要的研究范畴。从研究领域来看，将基础设施与外溢效应相结合的研究较多，但细分到铁路行业，仍以数据统计分析为主，实证研究相对较少（宁骥龙，2018）。以交通运输基础设施与外部性相结合的研究为例，学者主要围绕以下三个方面研究：一是作为基础设施重要组成部分，对经济增长有直接拉动作用和间接外溢性（鲁渤等，2019）。二是通过降低物流成本（刘瑞娟等，2017），提升交通可达性、减少时空成本、促进要素流动等中间要素或方式起到外部性作用（林晓言，2015）。三是通过对其他产业的直接或间接影响，传递增长动力，进而带动经济增长（蒋荷新，2017）。

值得注意的是，从不同角度分析交通基础设施对区域经济的影响，其作用机理亦不相同。现有文献分析的主要影响变量包括空间邻近效应和时间累积效应（年猛，2019），城市生产率（潘勇涛和施震凯，2019），全要素生产率 TFP（王思薇，2017），微观企业的规模和效率（Agrawal et al., 2017），结构效应和增长效应（王雨飞和倪鹏飞，2016），城乡收入差距（邵燕斐和王小斌，2015）等。Anselin(2012) 从空间维度来分析个体之间的空间相关性，提出相邻区域之间会受到空间相互作用，从而产生空间依赖性；由此可以看出铁路在相邻区域之间会受到空间相互作用，区域间的宏观外溢性通过空间起作用。有研究表明，交通对城乡收入差距具有空间效应，铁路设施较好的地区能够抑制相邻地区的城乡收入差距扩大（邵燕斐和王小斌，2015）；交通运输总体上正向促进贫困地区经济发展，但不同交通运输方式在不同地区存在显著差异（周文，2019）。有学者以高铁为例发现距离高铁站点越近的区域受高铁的带动影响越大，具有显著的空间邻近效应；高铁在此区域累积运行时间越长，其带动效应就越强，具有显著的时间累积效应（年猛，2019）。潘勇涛和施震凯（2019）认为高速铁路“1 小时经济圈”内对促进沿线城市生产率的作用更为显著，非特大城市在生产效率、技术进步等方面对高速铁路的响应更为显著。上述研究结果基本证明了交通的正外部性，即外溢效应，但也有研究指出并非所有地区都受益于高铁建设，而是存在“虹吸效应”，即中心城市集聚能力愈强，中小城市发展动能愈弱，会产生负的外部性（YuQin, 2016）。本文则从直接效应和间接外溢效应的维度，来分析铁路对区域经济的影响机理。

本文认为外溢效应是正的外部性。（1）关于外部性的定义。外部性是某个经济主体对另一个经济主体产生一种外部影响，而这种外部影响又不能通过市场机制自动调整，属于作用机理之外的间接影响。它不仅是个体之间，还可以是企业之间、行业之间、市场之间，甚至是国家之间的外部影响，表现出成本的外部化和收益的外部化。在对象相互之间有主体与客体之分，更形象地说是，供体与受体之分，供体是行为（包括收益或成本）的提供者，而受体是行为的接受者，它们之间有主动关系和被动关系。（2）关于研究方法。国内学者研究外部性的方法和路径主要是构建数据模型，大致有面板数据模型（魏玮和毕超，2012；叶阿忠等，2017）、空间计量模型（崔百胜和杨晓勤，2017）。他们大都利用面板数据模型进行实证，但不同的是面板模型的不同类型用途和检验方法等延伸有差异。而本文是通过构建固定效应和变系数的面板模型，运用 SUR 等估计法进行估计，这在分析铁路的外溢效应方面是一种方法的探索创新。（3）关于研究视角。本文聚焦区域经济、经济地理、交通运输结构等方面加以研究外溢性问题。铁路的直接效应主要表现在铁路投资的拉动经济作用，间接效应主要体现在通过降低物流成本、提升区域经济、提高空间可达性、缩短时间成本等变量来起作用，而铁路外溢效应就是通过间接效应起作用。需要注意的是，我们在理解外溢效应的概念时，需要与范围经济、规模经济等概念相区别。我们也在不少文献中看到“正外部效应”、“外部化”、“溢出效应”“正外部性”等名词，在本文中，这几个名词的含义与外溢效应并没有变化，是相通的。

基于以上分析，本文可能存在的贡献和创新有以下三点：一是将外部性理论与铁路基础设施对经济社会功能作用相结合，创新性地探索分析外部性背景下的铁路发展；二是验证铁路基础设施资本对区域经济增长的外溢关系，并且在同一维度上进行省域间、地区间铁路基础设施资本的外溢程度比较；三是分析引起铁路外溢程度差异的重要原因和影响机理，这在一定程度上扩展了现有研究范围。

三、模型与数据

（一）实证模型

20 世纪 50 年代后期产生了以索洛为代表的新古典经济增长理论；20 世纪 80 年代后期至 90 年代初期，这一阶段产生了内生增长理论。内生增长理论的一个简单生产函数 $Y=AK$ ，其中 Y 是产出， K 是资本存量， A 是常量，它假定资本的边际收益不变，不存在资本边际收益递减是内生增长模型和新古典增长模型的关键区别。

在内生增长理论文献中，Romer (1986) 将个体资本投入的外部性考虑进来，创造性地提出，假定资本的边际收益不变，当资本趋向于无穷大时，即使资本边际生产率下降到 0，只要存在一定的外部性，在一个简单的新古典增长模型中就可以获得长期的内生增长。扩展来讲，从整体与个体的范畴来看，通过某个个体投资，如知识（张涵和杨晓昕，2019）、教育、技术（李正彪和薛勇军，2019）、基础设施等，不仅可以提高样本中“个体”自身的产出，也可以提高全体样本“整体”下的其他个体样本的产出，这就是正的外部性（即外溢效应）体现。根据上述假设，生产函数可以表示为：

$$Y=F(k,K) \quad (1)$$

其中 k 表示个体的资本存量， K 表示整个经济的资本存量， $K=\sum k_i$ 。可将式（1）改写为：

$$Y_i=A k_i^\alpha K^\beta \quad (2)$$

其中 β 是一个大于 0 的常数。就整个经济而言，在计算单个行为人的资本边际生产率时，我们不能再把 K 当作一个外生变量，需要考虑 k 对 K 的影响。在 $\beta > 0$ 的情况下，资本的社会收益必然大于私人收益，行为人的投资也就具有正的外部性。

将式（2）细化如下：

$$\ln Y_i = \ln A + \alpha \ln k_i + \beta \ln K \quad (3)$$

$$\Rightarrow \ln Y_i = \varphi + \alpha_1 \ln k_1 + \alpha_2 \ln k_2 + \cdots + \alpha_n \ln k_n + \beta \ln K \quad (4)$$

结合式（2），考虑将铁路资本的因素引进，分析各省的铁路投入对经济增长的影响及其差异。在此将式（2）中的 k 的内涵扩展，考虑区域经济增长的不同条件，不仅包括铁路基础设施禀赋，还包括人力资本投资、开放程度、政府支出等。构建实证模型如下：

$$\ln GDP_{i,t} = \varphi_t + \alpha \ln railway_{i,t} + \beta \ln K_{i,t} + \gamma \ln X_{i,t} + \phi Z_{i,t} + c_i + \mu_{i,t} \quad (5)$$

式（5）中， GDP 代表各省域实际生产总值（1997=100）； $railway$ 用来衡量各省域和地区的铁路基础设施资本存量。由于铁路投资的央地分开，中国铁路总公司投资国家铁路网线，各省域投资地方铁路建设和城际铁路建设，这样简单从各省域投资数据来看，并不能涵盖本地区所有铁路投资。从铁路里程来看，一个地区的铁路投资与本地区的铁路运营里程高度相关（后续会

有证明测算), 铁路基础设施资本量可以看作是铁路里程数的线性函数, 故此处用铁路运营里程衡量各省域和地区的铁路基础设施资本存量特征; K 代表各省域 (或地区) 的资本总量; X 包括影响经济增长的一系列控制变量, 包括人力资本、外商直接投资等变量; Z 代表虚拟变量, 本模型不设定虚拟变量。 α 、 β 、 γ 分别表示不同资本的产出弹性, 即对产出的反应度。

(二) 数据说明

本节选取全国 30 个省、直辖市、自治区 (简称省域, 不包含西藏) 1997~2017 年的面板数据, 分析铁路作为影响因素, 如何影响经济增长, 通过比较估计参数, 来验证铁路的外部性及其铁路资本差距对区域经济的影响。本节选取的变量主要有:

1. 经济产出指标。

地区或国民生产总值作为经济产出的指标, 用 GDP 表示。各省域的产出均是以 1997 年的不变价格表示。不变价格 GDP 是通过用当年的 GDP 除以居民消费价格指数获得的, 当年的 GDP 来源于 1998~2018 年的《中国统计年鉴》, 在《中国统计年鉴》中各省域的居民消费价格指数是以上一年为 100 给出的, 因此需要在计算各省域的 GDP 时将价格指数换算成 1997 年 (1997=100) 的价格指数。

2. 铁路基础设施资本指标。

正如前面介绍, 我国铁路投资体制是铁路投资的央地分开, 中国铁路总公司投资国家铁路 (俗称国铁), 投资主体是中国铁路总公司; 各省域投资建设本地区铁路 (俗称地方铁路), 其投资主体是各省的铁路投资公司。当前, 由于各方投资主体的不同, 虽有总量上的统算, 但具体到某一个省域或地区范围的铁路投资数难以有权威的数据公布。本节从另一个角度来审视铁路基础设施资本存量, 由于铁路基础设施资本量可以看作是铁路里程数的线性函数 ($k_{\text{railway}} = c + \alpha \cdot \text{length}_{\text{railway}} + \varepsilon$), 因此从铁路里程的角度来看, 一个地区的铁路投资与本地区的铁路运营里程高度相关, 本文用铁路运营里程衡量各省和地区的铁路基础设施资本存量。

3. 总资本指标, 亦称资本形成总额。

包括固定资本形成总额、存货变动两部分。各地区的资本形成总额数据来源于 wind 数据库, 各地区的数据以 1997 年为基期来统一换算。

4. 控制变量指标。

包括人力资本 (human)、外商直接投资 (fdi)、政府购买 (govern) 等变量, 人力资本用各地区教育经费表示, 外商直接投资利用外商直接投资实际使用金额衡量。其中人力资本、外商直接投资、政府购买三个指标根据价格指数调整成以 (1997=1) 来比较。

根据上述分析, 所有变量的描述统计如表 1:

(三) 模型分类与选择

面板数据模型可以分为固定效应和随机效应模型。当 c_i 和 $\text{railway}_{i,t}$ 、 $K_{i,t}$ 等解释变量相关, 即 $\text{cov}(\text{railway}_{i,t}, K_{i,t}, c_i) \neq 0$, 则该模型为固定效应模型; 反之为随机效应模型。对个体效应的处理方式不同是上述两种模型的主要差异。固定效应模型是假设个体效应在组内是固定不变的, 个体间的差异反映每个个体都有一个特定的截距项; 而随机效应模型则假设所有的个体具有

相同的截距项，个体间的差异是随机的，这些差异主要反映在随机干扰项的设定上。

基于上述观点，一般认为，样本来自一个较小的母体时，应该使用固定效应模型，而当样本来自一个很大的母体时，应当采用随机效应模型。然而，在具体的应用中，大母体和小母体并没有一个严格的界限。因此，有些学者认为，选择固定效应模型和随机效应模型应当使用两者是否满足前提假设条件来判断，同时借助相关检验方法识别。

固定效应还是随机效应？通过检验说明个体效应需要被纳入到模型中后，应该将 c_i 看成随机干扰项的一部分（随机效应模型）还是待估计参数（固定效应模型）。一般地，利用 Hausman 检验来判断面板数据模型的选择，Hausman 检验统计量有助于更优选择固定效应模型还是随机效应模型。通过 stata 程序相关命令输出结果可知：F 的统计量为 109.03,P 值小于 0.01，说明个体效应显著，因此后面会通过 SUR 模型估计不同地区的个体差异。如果 Hausman 检验结果为负值，可以加入 Sigmamore 或者 Sigmaless 检验,不过一般只要 Hausman 检验为负值,大多采取拒绝原假设,即采用固定效应模型,上述模型的检验值为-1637.35，故面板模型采用固定效应模型。

四、实证结果分析及稳健性检验

（一）实证结果

表 2 中给出的是对式（5）的面板模型的实证回归结果。被解释变量为各省域生产总值的对数，解释变量为各省域的铁路里程、资本存量的对数，控制变量为人力资本和外商直接投资的对数。

表 1 变量的描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
realgdp	630	3085.14	2306.135	202.79	11422.59
railway	630	2862.099	1813.1	200	12674.69
k	630	1562.369	1104.169	103.91	5060.68
human	630	129.174	79.44612	8.0356	491.6431
fdi	630	97.31877	127.0645	0.1331434	970.8419

表 2 方程（5）的面板模型回归结果

dependentvariable	lngdp	
independentvariables	lnrailway	0.116(7.82)***
	lnk	0.306(20.69)***
	lnhuman	0.138(6.87)***
	lnfdi	0.010(1.91)*
	cons	3.974(47.86)***
obs	630 (N=30, T=21)	

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号内为 t 统计量的绝对值。表 3、表 4 和表 5 同。

由表 2 可见，整体拟合效果较好， $\ln\text{railway}$ 、 $\ln k$ 、 $\ln\text{human}$ 、 cons 的回归系数在 1%的水平上显著， $\ln\text{fdi}$ 的回归系数在 10%的水平上显著。 $\ln k$ 的回归系数为 0.306，且大于 0，同时大于 $\ln\text{railway}$ 的回归系数 0.116，表明铁路资本对整体资本有外部性，即有外溢效应，表明资本的总效应大于铁路资本的收益。

下面利用 SUR 估计法考察省域间的差异。SUR 回归，即似不相关回归，用于估计多方程系统的主要方法之一，另一主要方法为联立方程组。SUR 回归在估计时，“各方程的变量之间没有内在联系，但是各方程的扰动项之间存在相关性”。表 3 是 SUR 估计考察省域间差异的估计结果。从回归的 t 检验来看，回归结果较为显著，其中 β_1 为 $\ln\text{railway}$ 变量的系数， β_2 为 $\ln k$ 变量的系数，特别是 β_2 的估计在各省域中非常显著。

根据表 3，首先分析 $\ln k$ 变量的系数 β_2 ，因为 β_2 的大小能够直接反映各地区的铁路外溢效应的作用正负与强弱。从变量系数 β_2 的估计有效性来看，大部分省域的 t 值都大于 2，通过了 t 检验，在 1%的显著性水平上显著。但值得一提的是只有重庆没有通过 t 检验，山西虽然通过了检验，但相对显著性弱一些。总的来看，大部分省域中铁路的基础设施资本存在正的外部性，与式 (5) 的面板模型的实证回归结果非常吻合，既个体的实证与整体的实证是吻合的。分省域来看，有五个方面的特点：(1) β_2 大于 1 的省域，只有北京，意味着北京的铁路基础设施建设资本的溢出效应最大，为 1.76。(2) β_2 处在 $[0.5, 1]$ 区间的有上海、江苏、浙江、山东、陕西、贵州 6 个省域，其大小分别是 0.624、0.604、0.645、0.664、0.550、0.534，这 5 个省域的 β_2 铁路基础设施资本的溢出效应比较强。(3) 大部分省域的估计大小在 $[0.2, 0.5]$ 区间内，在 30 个省域中共有 22 个省域的铁路基础设施资本溢出效应在该范围内，相对较大的有河北、甘肃、河南、四川、江西、内蒙古、湖南等。(4) 山西、青海、宁夏的变量系数 β_2 非常小，分别是 0.150、0.106、0.083，它们的铁路基础设施资本溢出效应非常小，山西的变量系数 β_2 显著性相对较弱。(5) 只有重庆的变量系数 β_2 为负数，从估计过程来看，其没有通过 t 检验，系数估计不显著。如果有其他原因，有可能是其铁路的吸附效应大于溢出效应。

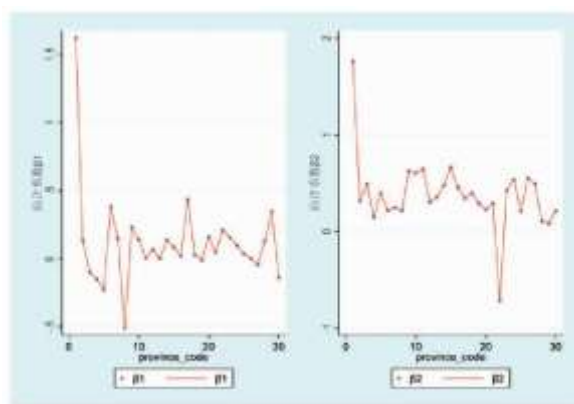


图 1 各省域 β_1 与 β_2 的散点图和聚合效果

其次，再来对比 $\ln k$ 变量的系数 β_2 和 $\ln\text{railway}$ 变量系数 β_1 ，结合表 3 进一步分析。一般来说， $\ln k$ 变量的系数 β_2 是大于 $\ln\text{railway}$ 变量系数 β_1 ，因为铁路基础设施资本的溢出作用在整个资本上体现的，而不是铁路基础设施资本自身的大小，换句话说，铁路基础设施资本的溢出是通过包括铁路资本在内的整体资本起作用。在同一估计模型前提下，整体资本的溢出大小代表了铁路基础设施资本这一部分资本的作用大小。从表 3 发现，30 个省域中有 25 个符合这一要求，只有辽宁、湖北、重庆、青海、宁夏是不一样的结果。但仔细发现，正如上文所论述的，重庆的变量系数 β_2 为负数，没有通过 t 检验；青海、宁夏的变量系数 β_2 也非常小，分别是 0.106、0.083，溢出效应非常弱；辽宁、湖北有可能是其铁路促进自身发展的效果大于溢出效应的作用。需要说明的是， $\ln\text{railway}$ 变量系数 β_1 并不代表铁路基础设施资本的直接效应，只起到作用大小的比较关系。

考察地区间的铁路外部性差异¹。先对华北、东北、华东、中南、华南、西南、西北等7个地区进行带有固定效应的面板模型估计，而后进一步采用广义最小二乘法对不同地区的面板数据进行估计（见表4和图2），发现整体拟合和各回归系数估计的显著性较好，大部分回归估计较为显著，即使个别不显著，其也能够在10%-20%条件下显著，具有较强的解释能力。通过对全国七大区域的铁路基础设施资本外溢效应的估计，排序依次为华东>华北>中南>华南>东北>西南>西北，分别是0.814、0.426、0.421、0.331、0.161、0.112、0.042。

表3 各省域 β_1 与 β_2 的估计结果

序号	省份	β_1 (Inrailway 变量系数)	β_2 (Ink 变量系数)	C (常数项)
1	北京	1.620555 (5.87)	1.760*** (9.61)	-15.058*** (8.68)
2	天津	0.132555 (2.88)	0.313*** (9.71)	4.495*** (16.16)
3	河北	-0.099** (2.21)	0.490*** (11.62)	5.112*** (16.49)
4	山西	-0.150 (1.48)	0.150** (1.96)	5.195*** (8.50)
5	内蒙古	-0.226*** (3.67)	0.397*** (7.25)	4.940*** (17.08)
6	辽宁	0.382*** (2.95)	0.217*** (4.02)	3.686*** (4.22)
7	吉林	0.149** (2.18)	0.248*** (14.51)	3.472*** (8.01)
8	黑龙江	-0.509** (2.31)	0.214*** (6.01)	10.757*** (6.53)
9	上海	0.232*** (8.68)	0.624*** (10.25)	1.453*** (2.71)
10	江苏	0.141*** (2.99)	0.604*** (8.02)	4.749*** (9.54)
11	浙江	0.005 (0.23)	0.645*** (16.66)	2.419*** (11.06)
12	安徽	0.067*** (4.45)	0.302*** (13.70)	4.146*** (36.63)
13	福建	0.003 (0.83)	0.354*** (41.51)	5.420*** (61.00)
14	江西	0.137*** (5.41)	0.475*** (13.65)	2.828*** (12.95)
15	山东	0.085*** (3.54)	0.664*** (30.51)	2.789*** (15.53)
16	河南	0.020* (1.96)	0.456*** (34.31)	5.049*** (44.46)
17	湖北	0.435*** (10.05)	0.343*** (10.41)	2.275*** (11.14)
18	湖南	0.029 (1.19)	0.395*** (20.87)	4.299*** (25.54)
19	广东	-0.008 (0.54)	0.289*** (4.44)	7.630*** (16.10)
20	广西	0.161*** (8.44)	0.225*** (19.25)	4.435*** (32.30)
21	海南	0.048*** (5.90)	0.289*** (16.21)	3.963*** (54.94)
22	重庆	0.210*** (10.95)	-0.716 (1.52)	5.440*** (36.2)
23	四川	0.156*** (6.22)	0.425*** (12.88)	3.777*** (19.54)
24	贵州	0.098* (1.87)	0.534*** (7.96)	2.602*** (7.16)
25	云南	0.037 (1.03)	0.206*** (6.84)	5.297*** (24.19)
26	陕西	0.003 (0.27)	0.550*** (26.48)	3.448*** (35.93)
27	甘肃	-0.044* (1.69)	0.491*** (13.87)	4.238*** (17.35)
28	青海	0.131*** (3.02)	0.106*** (3.47)	3.285*** (12.25)
29	宁夏	0.347*** (13.84)	0.083*** (3.78)	1.654*** (9.15)
30	新疆	-0.138*** (3.96)	0.213*** (8.75)	5.205*** (30.97)

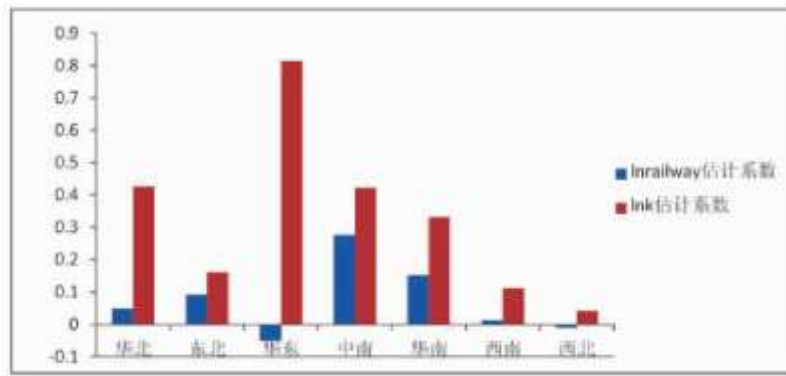


图 2 各地区 β_1 与 β_2 的柱状对比图 (二) 稳健性说明

(二) 稳健性说明

为了使长面板数据可以控制不可观测因素，我们增加了自由度有助于避免变量共线性，本文采用固定效应模型，从而使回归的结果更准确。表 5 列举了式 (5) 的三种不同估计方法和检验方法，模型 (1) 采用的固定效应下的最小二乘回归；模型 (2) 采用 FGLS 估计方法，用于解决当异方差函数未知的情况；模型 (3) 采用随机效应下的广义二乘法回归。比较三种回归过程和回归结果，解释变量和被解释变量的系数估计趋势基本一致，对整个模型设定基本有效，不会因为不同估计方法而导致的估计较大偏离。

表 4 各地区广义最小二乘法面板模型的估计结果

序号	地区	lnrailway	lnk	lnhuman	lnfdi	cons
1	华北	0.049(1.45)	0.426*** (5.77)	0.450*** (9.21)	0.053*(1.71)	2.043*** (8.71)
2	东北	0.092(1.19)	0.161*** (3.83)	0.545*** (5.15)	0.156*** (7.49)	2.755*** (4.97)
3	华东	-0.051*** (4.40)	0.814*** (22.65)	0.178*** (4.27)	-0.023 (1.57)	1.752*** (15.10)
4	中南	0.275*** (7.29)	0.421*** (15.47)	0.061 (1.17)	-0.099*** (6.06)	2.959*** (16.38)
5	华南	0.152*** (2.87)	0.331*** (3.27)	0.487*** (3.37)	0.200*** (7.09)	1.243*** (3.72)
6	西南	0.012(0.2)	0.112(0.79)	0.500*** (3.33)	0.210*** (7.04)	3.734*** (7.68)
7	西北	-0.011 (0.18)	0.042 (0.65)	0.846*** (12.45)	0.088*** (6.63)	3.089*** (8.07)
全国		0.116*** (7.82)	0.306*** (20.69)	0.138*** (6.87)	0.010* (1.91)	3.974*** (47.86)

表 5 三种不同估计方法的对比

模型	(1)	(2)	(3)
被解释变量	lngdp		
估计方法	Fixed-effects (within) regression	Cross-sectional time-series FGLS regression	Random-effects GLS regression
lnrailway	0.116*** (7.82)	0.053*** (4.90)	0.016 (0.59)
lnk	0.306*** (20.69)	0.359*** (13.69)	0.306*** (6.66)

cons	3.974*** (47.86)	1.827*** (21.21)	3.483*** (12.67)
obs	630	630	630

对省域面板数据模型回归过程检验。虽然各个省域都拥有自己的系数（含截距项与斜率），但各个省域之间的扰动项很可能相关，Breusch Pagan L M 检验结果显示：统计量为 336.89, P 值为 0，强烈拒绝无同期相关的原假设，这表明 SUR 相较单一方程 OLS 更有效率，应该使用 SUR 来估计此变系数面板模型。然后采用系统 GMM 方法进行过度识别检验，发现变量设置和工具变量设置相对有效。纵观上述分析，这些实证结果与前文回归结果是一致的，可以说模型在数据处理、设定模型、参数估计、显著性检验以及估计方法等方面显示出稳健性。

（三）传导机制分析

通过实证发现不同省域、不同地区间的铁路基础设施资本外溢的差异，主要原因是铁路建设差异和铁路运输差异。分析其主要影响机制，它是通过铁路建设、铁路运输等基础因素从而对市场开放程度，资本、人口、劳动力的跨区域流动，贸易融合等变量，导致不同地区的经济存在不平衡。

中间传导变量 1：铁路建设

从省域或区域的角度来看，我国铁路建设不均衡。长江三角洲地区、京津冀辐射地区、中部城市群以及珠三角地区的铁路网密度较高，而西部地区密度较低。按省域面积测算，天津、北京、上海的铁路网密度最高，分别为 1016.81、770.73、738.10 公里/万平方公里；而西藏、青海、新疆的铁路网密度最低，分别为 6.39、32.52、35.83 公里/万平方公里。

表 6 我国东、中、西三区铁路密度对比

	2017 年运营里程 (公里)	区域面积 (万平方公里)	铁路线路密度 (公里/万平方公里)	高于全国平均水平的省份个数
东部	35546	107.82	329.68	11
中部	39524	168.89	234.02	7
西部	51900	686.73	75.58	5
全国平均水平	126970	963	131.85	—

数据来源：根据中国统计年鉴及各省域统计年鉴整理。

从表 6 中可以看出，占国土面积的 70% 的西部地区，其运营铁路仅占到全国运营里程的 40% 左右；而东部地区的国土面积仅为 1/10，其铁路运营里程却占到约 30%。东部地区的全部 11 个省域均高于全国平均水平，中部地区 8 个省域中有 7 个高于全国平均水平，西部地区 12 个省域中有 7 个省域低于全国平均水平，超过一半。因此，东部地区的铁路建设较优于中部地区，中部地区的铁路建设较优于西部地区。

我国区域铁路建设存在着以下几个特点：一是铁路密度差异与区域经济发展差异存在着很强的关联性。图 3 中描绘了东、中、西部地区铁路网密度与对应地区人均 GDP 的变化关联图，不难发现，铁路网密度的变化呈现东部大于中部、中部大于西部

的趋势，与此同时人均 GDP 的变化趋势也显现出东部大于中部、中部大于西部，两者具有高度相关性。二是铁路建设在不同区域差距较大。东部地区的铁路网建设领先，其铁路线路网密度为 329.68 公里/万平方公里，为西部的 4 倍多；与全国平均水平比较来看，东部所有省域均高于全国平均水平，而西部地区仅有 5 个高于全国平均水平。三是铁路网建设相对聚集在几大城市群的分布脉络。排在较前的省域铁路建设主要集聚在京津冀城市群、长三角城市群、珠三角城市群等，也反映了我国铁路网建设以城市群建设为依托。

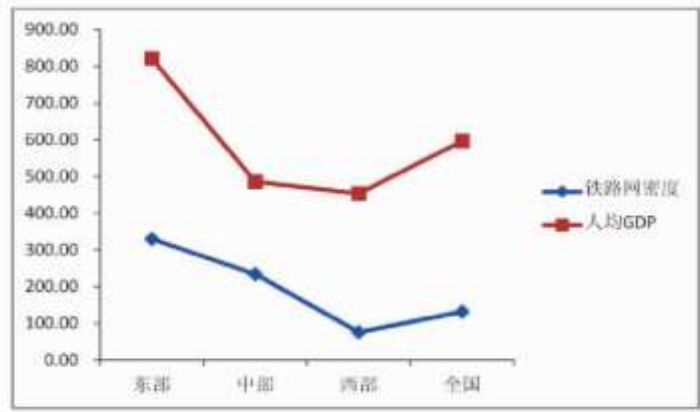


图 3 我国地区铁路网密度与人均 GDP 的变化趋势

数据来源：根据中国统计年鉴及各省域统计年鉴整理。铁路网密度单位为公里/万平方公里；人均 GDP 单位为百元。

中间传导变量 2：铁路运输

从省域和地区铁路运输情况看，导致铁路溢出差异的主要原因有四个方面：第一，区域交通运输结构差异导致铁路溢出的差异。以四个直辖市客运量为例，北京市的铁路、公路、民航客运之比为 1.61:5.22:1；上海市的铁路、公路、民航客运之比为 2.06:0.6:1；天津市的铁路、公路、民航客运之比为 2.03:5.31:1；重庆市的铁路、公路、民航客运之比为 2.28:19.2:1。重庆地区旅客主要以公路运输为主，这是重庆铁路溢出效应为负的原因之一。各地区的交通运输结构不同，其溢出效果亦不同。

第二，铁路货运、客运结构的差异导致铁路溢出的不同。铁路客运功能与货运功能在各地区有所不同。2017 年上海铁路旅客周转量为 107.3 亿人公里，而铁路货物周转量仅为 10.08 亿吨公里，其货运主要体现在水运方面，水运货物周转量达到 24690.72 亿吨公里，远远大于铁路货物运输。地区经济发展与货物运输高度相关，经济越发达的地区，其货物运输越大。但铁路货物运输不存在这样的规律，有的省域经济总量较大，但其铁路货物周转量较小，如广东，而山西作为资源型省域，资源运输需求较大，且多以铁路运输为主。

第三，同一地区不同省域的铁路运输差异。在长三角地区，江苏、浙江、安徽 2017 年的铁路旅客周转量为 765.2、658.2、743.6 亿人次公里，三个省域相对较为均衡。在东北地区，辽宁、吉林、黑龙江 2017 年的铁路旅客周转量依次为 634.9、262.2、274.6 亿人次公里，三个省之间有差异，尤其是辽宁，其铁路旅客周转量比黑龙江、吉林都大，前者大约是后两者之和还多。

第四，不同城市群对其内部省域的运输功能定位的差异。以处在长三角城市群的江苏和处在珠三角的广东为例，两者经济总量大体相当。从客运量的角度看，2017 年两者公路客运量比较接近，广东的铁路客运量和民航客运量都较江苏更大；从 2017 年旅客周转量来看，两者铁路旅客周转量大体相当，但广东的公路旅客周转量和民航旅客周转量都较江苏大。这由此会对相关省域的铁路作用发挥有一定的影响。

铁路：地区发展差异的重要因素

铁路作用于省域或地区经济有直接效应和间接效应。根据经典宏观经济学理论，本文认为铁路具有两种效能：一是表现在铁路投资方面，影响投资需求；二是表现在铁路运输方面，影响社会生产和物质交换，影响资源配置效率。从铁路投资方面看，铁路投资具有乘数效应，同时能够增大对钢铁、水泥及其他相关行业的引致需求，带动就业，促进经济增长，提升居民收入。从铁路运输角度看，铁路运输改善了人流、物流条件，有效提升要素流动效率，降低物流成本，促进区域经济发展。

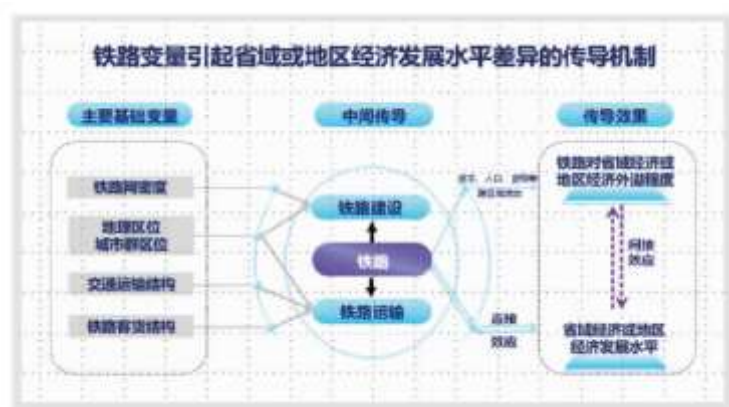


图 4 铁路变量引起省域或地区经济发展水平差异的传导机制

根据前述分析，铁路建设和铁路运输构成了铁路变量的两个方面，铁路建设变量主要通过铁路网密度、地理区位、城市群区位等因素体现，而交通运输结构、铁路客货结构、城市群区位等因素能够影响铁路运输变量。分析铁路变量引起省域或地区经济发展水平的传导关系，铁路一方面直接作用于省域经济或地区经济发展水平，另一方面通过影响社会边际生产成本下降，影响资本、人口、货物等跨区域流动，从而影响区域经济协同化程度，是一种间接效应的反映。图 4 反映了铁路变量引起省域或地区经济发展水平差异的传导机制。

五、研究结论及启示

根据上述分析，主要结论如下：（1）铁路基础设施建设运营总体对省域经济和地区经济起到正外部性作用，但是省域之间以及地区之间的铁路正外部性效应差异较大。全国铁路正外部性系数即外溢效应为 0.306，分地区来看：（1）铁路外溢系数大于 1 的省域只有北京，除京沪苏浙鲁外，陕西、贵州等省域铁路外溢系数处在 $[0.5, 1]$ 区间，溢出效应比较强。（2）30 个省域中共有 22 个省域的铁路外溢系数在 $[0.2, 0.5]$ 区间，大部分省域的铁路外溢系数落在此区间，与全国较为接近。（3）山西、青海、宁夏的铁路外溢系数分别是 0.150、0.106、0.083，表明其铁路溢出效应非常弱，只有重庆的铁路外部性为负。（4）铁路正外部性系数排序依次为华东>华北>中南>华南>东北>西南>西北，呈现地域特征。

（2）从铁路影响机理来看，主要通过铁路网密度、城市群区位差异、交通运输结构、铁路客货结构等基础变量，传导、改变铁路建设和运输，从而引起省域以及区域经济差异的存在。从不同因素影响来看：一是铁路网密度的变化呈现东部大于中部、中部大于西部的趋势，人均 GDP 的变化趋势与前者一致，两者具有高度相关性。东部地区的铁路网建设较领先，其铁路线路网密度为 329.68 公里/万平方公里，为西部的 4 倍多。二是铁路网建设相对聚集在几大城市群的分布脉络。铁路外溢系数排在较前的省域铁路建设主要聚集在京津冀城市群、长三角城市群、珠三角城市群等，反映了我国铁路网建设以城市群建设为依托。三是区域交通运输结构差异导致铁路溢出的差异，各地区的交通运输结构不同，其溢出效果亦不同。同时铁路客运与货运在各地区功能不同也是导致铁路溢出差异的原因之一，不同的运输格局反映了各省域的区域功能定位。

因此，我们应该重点依托城市群、经济区等，完善区域路网布局，关注城市群之间铁路基础设施供给均等化，构建城市群之间的铁路“线”以及城市群内部城市的网状铁路“面”；结合省域经济功能定位，优化交通运输结构和铁路客货运结构，合理配置铁路内外资源，提升铁路供给效率，促进区域经济发展。

参考文献:

- [1]. 崔百胜、杨晓勤：《交通基础设施对区域经济增长的空间溢出效应》，《城市问题》2017 第 7 期。
- [2]. 蒋荷新：《交通基础设施对生产性服务业发展的溢出效应——基于省际的空间计量模型分析》，《中南财经政法大学学报》2017 年第 3 期。
- [3]. 李正彪、薛勇军：《人力资本外溢性、技术进步及其对经济均衡增长的影响》，《技术经济》2019 第 4 期。
- [4]. 刘瑞娟、王建伟、黄泽滨：《交通基础设施、空间溢出效应与物流产业效率——基于“丝绸之路经济带”西北 5 省区的实证研究》，《工业技术经济》2017 年第 6 期。
- [5]. 鲁渤、周祥军、宋东平、汪寿阳：《公路交通通达性与经济增长空间效应研究》，《管理评论》2019 年第 9 期。
- [6]. 林晓言：《高速铁路与经济社会发展新格局》，社会科学文献出版社 2015 年版。
- [7]. 宁骥龙：《我国铁路网布局地区差异的聚类分析》，《铁道运输与经济》2018 年第 9 期。
- [8]. 年猛：《交通基础设施、经济增长与空间均等化——基于中国高速铁路的自然实验》，《财贸经济》2019 年第 8 期。
- [9]. 潘勇涛、施震凯：《高速铁路能够提高城市生产率吗——基于双重差分法的检验》，《现代经济探讨》2019 年第 8 期。
- [10]. 邵燕斐、王小斌：《中国交通基础设施对城乡收入差距影响的空间溢出效应》，《技术经济》2015 年第 11 期。
- [11]. 魏玮、毕超：《基础设施对能源强度的非线性溢出效应——基于 PSTR 模型的实证分析》，《上海经济研究》2012 年 24 期。
- [12]. 王雨飞、倪鹏飞：《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》2016 年第 2 期。
- [13]. 王思薇：《铁路对我国区域全要素生产率的空间溢出效应研究》，《铁道运输与经济》2017 年第 11 期。
- [14]. 叶阿忠、林小伟、刘卓怡：《外商直接投资的技术进步效应研究——基于半参数面板空间滞后模型》，《软科学》2017 年第 12 期。
- [15]. 张涵、杨晓昕：《异质性人力资本、空间溢出与高技术产业创新》，《科技进步与对策》2019 第 22 期。
- [16]. 周文：《要想富，先修路？——不同交通运输发展在贫困地区经济发展效应的差异》，《首都经济贸易大学学报》2019 年第 5 期。

[17].Agrawal A.,Galasso A.,Oettl A.Roads and Innovation[J].Review of Economics and Statistics,2017,99(3):417~434.

[18].Anselin L.Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity[J].Geographical analysis,1988,20(1):1~17.

[19].Yu Qin. ‘No County Left behind?’ The Distributional Impact of High-speed Rail Upgrade in China[J].Journal of E-conomic Geograph,2016(17):1~42.

[20].Romer P.M.Increasing Return and Long-Run Growth[J].Journal of Political Economy,1986(94):1002~1037.

注释:

1 具体区划如下:华北地区(北京市、天津市、河北省、山西省、内蒙古);东北地区(辽宁、吉林、黑龙江);华东地区(上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东);中南地区(河南、湖北、湖南);华南地区(广东、广西、海南);西南地区(四川、贵州、云南、重庆);西北地区(陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆)。由于统计原因,西藏、台湾、香港、澳门暂未纳入范围。有的文章将全国划分为7大地理区,将中南地区再细分为华中、华南地区。本文只是通过地区考察实证结论,对如何划分并不重要。