

交通基础设施建设有助于改善城乡收入公平吗?

——基于省级空间面板数据的实证检验

罗能生 彭郁

(湖南大学 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410079)

摘要: 利用 1990—2013 年全国各省区相关面板数据,通过空间相关性分析和空间计量分析,揭示了交通基础设施对我国城乡收入公平的影响及空间溢出效应,发现交通基础设施对我国各省区城乡收入公平的改善有正面影响,忽视区域间的间接效应将低估这一影响。在将研究期限划分为两个阶段后发现,随着时间的推移和交通基础设施存量的增加,交通基础设施对城乡收入差距影响的边际效应有所下降。进一步研究发现,高速公路、铁路和各等级公路对改善城乡收入公平的作用大小依次递减。

关键词: 交通基础设施; 城乡收入公平; 空间面板计量; 空间溢出; 区域经济联系

中图分类号: F062.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2016)04-0100-11

一、引言

近年来,我国在交通基础设施建设领域持续扩大投资,推动了交通基础设施的快速发展,使我国立体交通网络逐渐成型。不断完善的交通基础设施是我国产生“经济奇迹”的重要影响因素,也将是我国经济保持平稳较快发展的长期保证。现代经济理论认为,交通基础设施是经济要素空间流动的重要渠道,也是区域经济一体化形成的必备条件,对推动落后地区经济发展、实现收入公平起到了重要的作用。受地理因素和现实条件的影响,交通基础设施的可获得性对于不同的区域、不同的群体来说存在一定的差异性,同时,考虑到交通基础设施的改善也可能带来极化效应,交通基础设施又有可能对我国收入分配带来不确定的影响。

交通基础设施的重要性在国家政策层面得到重视,“十三五”规划纲要指出,要按照适度超前原则,统筹各种运输方式的发展,构建便捷、安全、高效的综合运输体系,推进国家运输通道建设,基本建成国家快速铁路网和高速公路网。与此同时,在经济增长过程中,城乡收入差距突出依然是我国经济社会发展中面临的重大问题,特别是随着我国经济增长速度的放缓,我国收入不平等问题的日益突出成为深化改革道路上迫切需要解决的问题。在这一背景下,深入研究交通基础设施建设对我国城乡收入公平的影响便具有重要的理论和现实意义。

基础设施对经济增长的影响很早就受到国内外学者关注,从 Aschauer^[1] 开始,一系列的研究将基础设施发展与收入增长及生产率的提高联系起来。在理论上,基础设施主要通过两种途径来促进

收稿日期:2016-03-14; 修回日期:2016-05-18

作者简介:罗能生(1957—),男,湖南新田人,湖南大学经济与贸易学院教授、博士生导师,研究方向为制度与区域经济发展;彭郁(1989—),男,湖南祁阳人,湖南大学经济与贸易学院博士研究生,研究方向为产业结构调整与区域经济发展。

基金项目:国家社科基金重大项目(11&ZD012)

经济增长:一方面,它作为一种公共投资,形成基础设施存量,能够直接促进经济增长^[2,4];另一方面,基础设施也通过间接途径影响经济增长,如通过影响TFP从而提高产出效率来促进经济增长^[5],或者通过影响其他经济投入要素的积累来影响经济增长,例如更好的交通网络可以减少新资本的配置成本^[6],更好的基础设施可以降低人力资本积累成本^[7]等。同时,基础设施对增长的空间溢出效应也被深刻地认识到^[8]。在实证分析方面,许多学者利用货币^[9-10]或者实物^[11-13]的方式测量基础设施,通过对国内和国际的时间序列与面板数据的分析证实了其对经济增长的影响,但是在产出弹性的大小上得出的结果存在一定程度的差异。

和对经济增长的影响相比,基础设施对收入分配的影响具有不确定性。一方面,新经济地理学认为,由于冰山运输成本的存在,生产者通常希望选择接近最大消费市场的地方投资建厂,从而在城市地区形成生产集聚区^[14],这种生产的集聚在我国的表现之一就是城乡发展差距的日益扩大^[15],而交通基础设施的不断完善则有利于降低冰山运输成本,缓解厂商成本约束,促进劳动力流动,缩小城乡发展差距,进而改善城乡收入公平。现有文献中,Calderón *et al.*^[16]利用主成分分析方法,得到了基础设施的数量和质量的综合指标,并分析这一指标与收入公平的关系,研究结果表明,基础设施的发展有助于促进收入公平。Getachew^[17]在不完美资本市场前提下提出了一个两部门的增长模型,其中,公共资本不仅影响总产出,而且影响人力资本的积累,持续提供公共资本不仅增加了总产出的增长率,而且会影响收入的分配,由于穷人更难获得私人提供的基础设施替代品,公共基础设施使得穷人受益更大。Seneviratne and Sun^[18]利用76个发达国家和发展中国家1980—2010年的面板数据实证分析表明,无论是在数量上还是在质量上,更好的基础设施都有助于提升收入公平,但是公共投资与收入公平却不存在显著的关系。刘晓光等^[19]利用1992—2010年省级面板数据,发现基础设施水平的提高能够同时增加农村居民和城镇居民的收入,对前者提升作用更明显,也能够有效促进农业劳动力向非农业部门转移,从而提高农村居民收入水平,最终缩小城乡收入差距。此外,也有部分文献在微观层面上证实了基础设施的改善对穷人收入的提高有明显的作用^[20-21]。

另一方面,关于基础设施对收入分配的影响,学术界远没有达成共识。考虑到基础设施对城镇和农村居民的影响程度未必是相同的,有可能会对城乡收入分配产生重要影响。Calderón and Chong^[22]指出,由于基础设施与私人物质资本和人力资本之间存在互补性,因此基础设施在富裕地区的回报更高,这会使得越是富裕的地区基础设施投入将会越高,这一结果有可能会引起收入不平等程度上升。Chatterjee and Turnovsky^[23]认为公共基础设施投资影响了生产率和收入分配,无论以何种方式融资,政府公共投资的增加在长期内都会加剧收入不均等程度,增长和不平等之间的替代关系,取决于外部性的大小、公共投资的融资政策和时期的长短。Banerjee *et al.*^[24]指出交通基础设施的完善增加了城乡之间的可达性,但由于城市的集聚效应,农村地区的资本和熟练劳动力慢慢迁移到城市地区,使得留在农村地区的居民只能在这一过程中得到有限的利益甚至更为贫困。

现有文献从不同角度分析了交通基础设施对经济增长和收入分配的影响,然而很少有文献对交通基础设施建设带来的区域收入公平的空间溢出效应进行分析,忽略溢出效应的存在将会低估这种影响。本文利用1990—2013年全国各省区相关面板数据,通过空间相关性分析和空间计量分析,揭示交通基础设施对我国城乡收入公平的影响及空间溢出效应,分析这种影响在不同时期的差异性,并比较不同类型的交通基础设施对城乡收入公平的作用程度。同时,考虑到存在农村劳动力向城市转移的情况,本文并没有直接采用各地区城乡居民收入比作为城乡收入公平的衡量指标,而是选择能够同时体现城乡人口变化的泰尔指数这一指标,从而能够更为准确地反映各区域城乡收入公平情况。

二、交通基础设施发展及其对城乡收入公平的影响

交通基础设施的发展对城市和农村地区的影响方式和影响程度可能存在差异,因此有可能会对

总体的城乡收入公平产生影响,交通基础设施主要通过以下几个途径对城市和农村居民各自的收入提高产生影响:

首先,对城市地区而言,交通基础设施的发展促进了城市内部经济部门的深度分工,提高了城市居民的出行效率,并使得城市居民的时间可以得到更为充分的利用,可以提高城市地区的生产率水平。同时,城市与城市之间的交通网络不断完善,有利于形成全国范围内的大市场,扩大了本地区产品的销路,对城市居民的收入水平提高有较大帮助。

其次,对农村地区而言,交通基础设施的完善推动了落后的农村地区与发达的城市地区的市场一体化,使得落后地区能够追赶发达地区^[25]。农村交通基础设施的发展使农副产品更为方便快捷地运出,农副产品的潜在市场得以扩大,降低了交易成本和不确定性,有助于提高农村居民的收入水平。

再次,对于农村居民来说,交通基础设施的完善使劳动力流动更加容易,农民工可以去更远的地方打工,也就意味着农民工拥有更多的机会和选择,从工资水平低的地方流动到工资水平高的地方,获得更高的收入。在我国二元经济的现实下,农民工进城务工是极其普遍的现象,全国范围内交通基础设施的完善,使劳动力资源可以在全国范围内优化配置,获得最大的经济回报。农民工在年末往往会携带一年收入回到农村老家,因此便提高了农村居民的平均收入,缩小了城乡贫富差距,增进了社会总体福利水平^[26]。

最后,由于城市的资本和技术更为丰裕,交通基础设施逐步完善后,城市资本和技术人员可以更为方便地进出农村,对农村生产提供技术指导,农业生产所需的种子、化肥、农机等在城市生产的农业生产要素也可以更为快捷地进入农村,这对农村而言无疑是有利的,农业生产率得到提高,农村居民的收入水平也会随之提高。

总的来说,交通基础设施水平的提高一方面有利于发达地区和不发达地区各自的发展,并且能使二者之间形成优势互补,促进经济一体化从而降低收入不公平程度;另一方面,交通基础设施的完善又通过促进区域间劳动力和资本等生产要素的跨区域流动,产生极化效应,对不发达地区居民的收入水平提高产生障碍,可能会加剧城乡收入不公平程度。

三、模型设定与变量选取

(一) 模型设定

考虑到一个地区的基础设施水平不仅会影响本地区的城乡收入差异程度,也会通过各种渠道影响到周边地区,正如地理学第一定律指出的:所有事物都与其他事物相关联,距离越近则关联越大。因此,本文采用空间面板计量模型来分析交通基础设施对城乡收入差距的影响。借鉴 Seneviratne *et al.*^[18]、刘晓光等^[19]人的分析框架,本文设定如下三个空间计量模型:

$$THEIL_{it} = \rho W \times THEIL_{it} + \alpha TRANS_{it} + \sum \beta X_{it} + a_i + \gamma_t + u_{it} \quad (1)$$

$$THEIL_{it} = \alpha TRANS_{it} + \sum \beta X_{it} + a_i + \gamma_t + v_{it} \quad (2)$$

$$v_{it} = \lambda W \times v_{it} + u_{it}$$

$$THEIL_{it} = \rho W \times THEIL_{it} + \alpha TRANS_{it} + \sum \beta X_{it} + \theta W(TRANS_{it} + \sum \beta X_{it}) + a_i + \gamma_t + u_{it} \quad (3)$$

其中, W 为 $n \times n$ 阶权重矩阵, n 是省级行政区个数, $u_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$, 式(1)为空间滞后模型, 式(2)为空间误差模型, 式(3)则是空间杜宾模型, ρ 、 λ 和 θ 分别是空间被解释变量滞后项、空间误差项和空间解释变量滞后项的系数, α_i 和 γ_t 分别是地区固定效应和时间固定效应, 考虑到我国各个省级行政区域之间区域特征和各个年份的时间特征存在差异, 因此可能存在地区固定效应和时间固定效应。

空间权重矩阵表示的是两个地区之间联系强度大小的系数矩阵, 借鉴王守坤^[27]的研究, 并结合本文的实际情况, 本文构建了如下两种空间权重矩阵:

反距离权重矩阵(W_1) 根据各省级行政区行政中心所在地经度与纬度计算出两个地区之间的距离,取其平方的倒数作为矩阵相应元素的取值,形式为:

$$W_{ij}^1 = \begin{cases} 1/d_{ij}^2 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (4)$$

由于二进制 0-1 权重矩阵仅考虑到了相邻区域可能存在的空间相关性,而对于虽不相邻但是依然存在空间相关性的现实情况有所忽视,反距离权重矩阵正好可以弥补这一不足。

嵌套经济距离权重矩阵(W_2) 将二进制空间权重与经济特征权重矩阵结合起来,形式为:

$$W_2 = W_1 \times \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, \dots, \bar{Y}_n/\bar{Y}) \quad (5)$$

其中 \bar{Y}_i 为*i*地区各年份人均 GDP 的均值,而 \bar{Y} 则是所有地区各年份人均 GDP 的均值,经济水平相似的地区更容易吸收和利用对方的经济资源,而嵌套经济权重矩阵则进一步考虑了这种相互影响受到的地理局限。

以上两种空间权重矩阵均经过行标准化处理,值得注意的是,处理之后二者均不再是对称矩阵,即一个地区对另外一个地区的影响并不一定等于其反向影响,而这也更加符合现实情况。

(二) 变量选取与数据说明

本文选取 1990—2013 年我国大陆 29 个省级行政区域作为样本(剔除西藏和重庆),相关变量的选取如下:

城乡收入差距(THEIL) 为衡量我国各区域城乡收入差距状况,本文采用了泰尔指数方法。和单纯的城乡居民收入之比相比,泰尔指数既可以反映城乡居民收入状况,又揭示了城市人口的变动情况,因此更适合度量我国城乡收入差距。泰尔指数计算公式为:

$$T_{total} = \sum_j \sum_i \left[\left(\frac{Y_{ij}}{Y} \right) \ln \left(\frac{Y_{ij}/Y}{P_{ij}/P} \right) \right] \quad (6)$$

其中 Y 和 P 分别代表总收入和总人口,下标*i*为城市或者农村,下标*j*代表第*j*个省级行政单位。对于我国各个省级行政区域内的城乡收入差距,将式(6)的总泰尔指数分解为组内差异和组间差异,组间差异便可以用来衡量上述差距,公式为:

$$\text{THEIL}_t = \sum_{i=1}^2 \left[\left(\frac{Y_{it}}{Y_t} \right) \ln \left(\frac{Y_{it}/Y_t}{P_{it}/P_t} \right) \right] \quad (7)$$

其中 Y 和 P 的含义同上,下标*i*取值为 1 和 2,分别表示城市和农村, t 为所在年份。由于研究期内大多数年份的《中国统计年鉴》没有分地区的城镇人口和农村人口数据,借鉴王少平等^[28]的处理方法,采用农业人口和非农业人口分别代替农村人口与城镇人口,分别乘以农村居民可支配收入和城镇居民可支配收入得到农村和城市的总收入,各年份的城乡居民可支配收入通过各地区各年份城乡 CPI 指数平减至基期,即 1990 年^①。

交通基础设施 在我国,主要的交通基础设施包含公路、铁路、内河航道以及民航,由于内河航道仅部分省市存在,不便于在全国所有省级区域层面进行横向比较,而民航虽然在我国也属于比较重要的交通方式,但是受限于机场数量和地理分布特征,也不适合作为交通基础设施完善程度的衡量指标,此外,铁路运输和公路运输方式无论是在客运还是货运中占比之和均超过了总量的 85%,表明其他运输方式对我国现阶段经济发展贡献较小^[29]。因此,本文选取各省级区域公路密度(ROAD)和铁路密度(RAIL)即公路里程和铁路里程之和除以各省的行政区域面积作为交通基础设施的衡量指标。值得注意的是,由于我国公路里程数据在 2006 年以后加入了村道数据,考虑到村道的特点和维持数据衡量标准的一致性,本文的公路里程数包括高速公路里程和除四级公路以外的等级公路里程^②。

其他解释变量包括:

产业结构指数(STRUCTURE) 本文利用产业结构指数捕捉产业结构的变化: $STRUCTURE = \sum i \times s_i = 1 \times s_1 + 2 \times s_2 + 3 \times s_3$, 其中 s_i 为第 i 产业在各个区域的产值占比。随着经济的发展, 产业结构从最初的偏向于第一产业到偏向于第三产业, 实现了产业升级, 产业结构的变化必然会引起经济效率和城乡就业形势的变化, 因此会对城乡收入差距造成一定影响^[30]。

政府参与程度 我国地方政府在收入分配过程中发挥了重要的作用, 同时, 通过政府投资和政府消费两种渠道, 政府对城乡居民的经济活动产生了重要的影响^[31], 用政府财政决算支出占 GDP 的比值(FISCAL) 来表示政府对收入分配和经济活动的参与程度。

城市化水平(URBANIZATION) 该指标用一个地区城镇人口占总人口的比重来衡量。城市化水平的提高, 意味着更多的农村居民变成了城市居民, 从事农业生产的农业人口随之降低, 引起了农业人口和非农业人口比重的变化, 同时也意味着城市为农民提供了更多的工作机会, 提高了农村居民的收入水平, 因此, 城市化水平对城乡居民的收入差距具有一定影响^[31-32]。

对外开放水平 本文用进出口占 GDP 的比值(TEIGDP) 和外商直接投资占 GDP 的比值(FDIGDP) 来衡量对外开放水平, 分别代表国际贸易和投资的开放程度^[33]。外商直接投资和进出口贸易一方面会引起相应地区的工作岗位的增加, 加速劳动力从农村转移到城市, 另一方面, 也能够通过学习效应、技术转移等途径提高该地区的生产率水平, 提高居民收入水平, 影响城乡收入差距。

金融发展水平 该指标用贷款总额占 GDP 的比值(LOAN) 来衡量。金融系统的发展在我国的经济增长中起到了非常重要的作用, 一般认为, 在中国现行的发展环境下, 金融资源更多地是向城市地区倾斜, 可能会引起城乡收入差距的扩大^[31-34]。

固定资产投资水平 本文用固定资产投资占当年 GDP 的比值(INVEST) 来衡量投资水平^[33]。我国目前的固定资产投资更多地是投入到基础设施领域, 这类投资在带来经济增长的同时还能够为大量的农村剩余劳动力提供就业机会, 可以提高农村劳动者的收入水平, 因此, 较高的固定资产投资水平有可能会降低城乡收入差距。

本文相关数据来自 EPS 数据库、《新中国六十年统计资料汇编》、历年《中国统计年鉴》、历年《中国人口与就业统计年鉴》、历年《中国区域金融运行报告》和各省区统计年鉴。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

四、实证结果分析

(一) 城乡收入差距的空间相关性检验

为检验数据是否在整个系统内存在全局空间相关性, 通常利用 Moran 指数 I

来衡量, 可以被认为是观测值与其空间滞后之间的相关系数, 取值一般在 -1 到 1 之间, 大于 0 表示正相关。此外, Geary 指数 C 也可以作为检验指数, 取值一般在 0 到 2 之间, 小于 1 表示正相关。考

表 1 主要变量的描述性统计

| 变量 | 含义 | 样本量 | 均值 | 方差 | 最小值 | 最大值 |
|--------------|------------|-----|---------|---------|---------|---------|
| THEIL | 城乡收入差距 | 696 | 0.107 0 | 0.062 2 | 0.002 0 | 0.310 0 |
| TRANSP | 交通基础设施密度 | 696 | 0.163 7 | 0.178 9 | 0.007 1 | 1.212 5 |
| ROAD | 公路里程/区域面积 | 696 | 0.147 0 | 0.166 0 | 0.005 6 | 1.139 0 |
| RAIL | 铁路里程/区域面积 | 696 | 0.017 1 | 0.015 4 | 0.000 8 | 0.083 0 |
| STRUCTURE | 产业结构指数 | 696 | 2.202 6 | 0.142 1 | 1.867 4 | 2.761 0 |
| FISCAL | 财政支出/GDP | 696 | 0.154 0 | 0.076 4 | 0.049 2 | 0.612 0 |
| URBANIZATION | 城市化率 | 696 | 0.401 2 | 0.177 0 | 0.122 6 | 0.896 0 |
| TEIGDP | 进出口/GDP | 696 | 0.311 0 | 0.419 0 | 0.031 7 | 2.296 0 |
| FDIGDP | 外商直接投资/GDP | 696 | 0.029 0 | 0.033 9 | 0.000 0 | 0.242 0 |
| LOAN | 贷款总额/GDP | 696 | 1.013 0 | 0.304 0 | 0.533 0 | 2.424 0 |
| INVEST | 固定资产投资/GDP | 696 | 0.497 0 | 0.130 0 | 0.239 0 | 1.199 0 |

考虑到本文是面板数据,因此在检验过程中需将截面数据的权重矩阵变成面板权重矩阵,利用矩阵的克罗内克积方法获得,即 $W \otimes T$ 。我国各地区城乡收入泰尔指数在两种面板权重矩阵下的 Moran's I 检验和 Geary's C 检验结果如表 2 所示。由表 2 可知,在两种权重矩阵下,两种检验的结果均表明我国各地区的城乡收入泰尔指数均存在显著的空间正相关性。

(二) 空间计量模型的选择与相关结论

1. 模型选择

为选择适当的空间计量模型,需要结合实际并借助相关的模型检验。由于本文选取的是我国 29 个省级行政区域 24 年的面板数据,空间地理位置带来的区域异质性和政策变动带来的影响不可避免,因此固定效应模型比随机效应模型更为合理。同时,针对固定效应模型和随机效应模型选取的 Hausman 检验结果也表明,固定效应是更好的选择。针对时间固定效应和空间固定效应的联合显著性检验结果表明两者同时存在。针对空间杜宾模型是否可以简化为空间滞后模型和空间误差模型的两个原假设(原假设分别是 $H_0: \rho = 0$ 和 $H_0: \rho = -\theta\beta$),LR 检验和 Wald 检验的 P 值均大于 0.1,表明可以将模型简化为空间滞后模型或者是空间误差模型。根据表 3 的结果,无论是在无固定效应、空间固定效应、时间固定效应还是双固定效应的模型中,LM 检验和稳健 LM 检验的结果证实不存在空间滞后效应的原假设均被拒绝,而无法拒绝不存在空间误差效应的原假设,即表明空间滞后模型比空间误差模型更可取。

2. 模型结果

由表 4 可知,空间滞后参数在四个模型中均在 1% 的显著性水平下通过了检验,且符号为正,表明临近地区的城乡收入公平程度与本地区正相关,即周边省份城乡收入差距的改善也会有利于本地区城乡收入差距的减少,这一结果符合理论预期。

交通基础设施密度的符号显著为负,可知交通基础设施的改善能够有效降低城乡收入差距,促进区域收入公平。正如前文所述,交通基础设施促进了区域间和城乡间的要素流动和商品流通,加深了城乡专业化分工程度,促进了劳动生产率的提高,显著提高了城乡居民各自的收入水平,同时,交通基础设施改善带来的极化效应并没有超过扩散效应,总的来说推动了城乡收入公平的进程。改

表 2 各地区城乡收入泰尔指数空间相关性检验

| | $W_1 \otimes T$ | | $W_2 \otimes T$ | |
|-----|-----------------|-----------|-----------------|-----------|
| | Moran's I | Geary's C | Moran's I | Geary's C |
| 系数 | 0.421 0 | 0.550 0 | 0.374 0 | 0.579 0 |
| 期望值 | -0.001 0 | 1.000 0 | -0.001 0 | 1.000 0 |
| 方差 | 0.020 0 | 0.022 0 | 0.021 0 | 0.030 0 |
| Z 值 | 21.669 0 | -20.033 0 | 18.135 0 | -14.087 0 |
| P 值 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 |

表 3 空间计量模型的适用性检验

| | 无固定效应 | 空间固定 | 时间固定 | 双固定 |
|-------------------|---------------|---------------|--------------|------------|
| 对数似然值 | 1 198.7 | 1 665 | 1 322.9 | 1 811.8 |
| 无空间滞后 LM 检验 | 217.955 *** | 266.167 3 *** | 25.469 6 *** | 4.000 5 ** |
| 无空间滞后稳健 LM 检验 | 69.917 7 *** | 51.311 9 *** | 75.170 4 *** | 0.405 8 |
| 无空间误差 LM 检验 | 148.487 4 *** | 215.714 3 *** | 0.608 | 3.599 8 * |
| 无空间误差稳健 LM 检验 | 0.450 2 | 0.858 8 | 50.308 9 *** | 0.005 1 |
| LR test for SAR | 12.359 8 | p-value | | 0.135 9 |
| Wald test for SAR | 12.178 0 | p-value | | 0.143 4 |
| LR test for SEM | 12.764 2 | p-value | | 0.120 2 |
| Wald test for SEM | 12.595 5 | p-value | | 0.126 5 |
| 联合显著性检验 | LR 统计量 | 自由度 | | P 值 |
| 空间效应 | 977.704 3 | 29 | | 0.000 0 |
| 时间效应 | 293.447 7 | 24 | | 0.000 0 |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著。所采用权重矩阵为 W_2 ,若权重矩阵采用 W_1 ,结果类似。

革开放以来,随着我国交通基础设施投入的加大,立体交通网络逐渐形成并逐步完善,特别是铁路提速和高等级公路的建设,使得广大农村地区能够借助复杂的交通网络与城市地区紧密联系在一起,逐步缩小与城市地区的收入差距,降低了收入不平等程度。

其他解释变量方面,产业结构指数与城乡收入差距显著正相关,表明在产业结构向第三产业转变的过程中,拉大了城乡收入差距,考虑到第三产业绝大部分都分布在城市地区,因此产业结构指数的上升更多的是让城市地区居民受益,在这种情况下城乡收入差距扩大也就不足为奇了。财政支出占 GDP 的比值这一指标代表着政府对经济活动的干预程度,政府的财政支出一方面可以促进经济的增长,另一方面直接干预了收入分配,前者一般主要针对城镇地区,而后者则对两者共同发挥作用,

从实证结果看来,在不考虑空间固定效应时,这一符号显著为正,表明比例的上升不利于城乡收入差距的缩小,但是在考虑到空间固定效应时这一结果变得不再显著。投资率这一指标佐证了上述观点,在同时考虑空间和时间固定效应时,投资率对城乡收入差距的影响显著为正,而政府投资是总投资的重要组成部分,可见,主要偏向于城镇地区的投资拉大了城乡收入差距。城市化水平的提升则明显有助于降低城乡收入差距,这一结论与陆铭等^[32]的结论相同,城市化水平的提高,意味着更多的农村居民变成了城市居民,从事农业生产的农业人口随之降低,引起了农业人口和非农业人口比重的变化,农村地区人均占有资源增加,同时也意味着城市为农村居民提供了更多的工作机会,提高了农村居民的收入水平,因此,城市化水平提升对缩小城乡居民的收入差距具有一定影响。此外,对外开放程度中进出口占比和 FDI 占 GDP 的比重两个指标与城乡收入差距的系数在同时考虑空间和时间固定效应时均不显著。金融发展水平则扩大了城市收入差距,这与叶志强等^[34]的结果一致。

3. 直接效应与间接效应

考虑在空间计量模型下,由于空间相关性,一个特定地区的某个解释变量变化不但会引起本地区被解释变量的变化,也会通过空间效应造成其他地区被解释变量的变化,因此这种效应可以分解为直接效应和间接效应,分别对应以上两种渠道引起的变化。为求出两者的大小,可以借助向量微分方法,求出解释变量对被解释变量的边际效应矩阵,其中,矩阵的主对角线上的元素和的均值便是直接效应,而非对角线上元素和的均值则是间接效应。被解释变量关于第 k 个解释变量从地区 1 到地区 N 的偏导数矩阵为:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial E(y_1)}{\partial X_{ik}} & \dots & \frac{\partial E(y_1)}{\partial X_{Nk}} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\partial E(y_N)}{\partial X_{ik}} & \dots & \frac{\partial E(y_N)}{\partial X_{Nk}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (8)$$

表 4 空间滞后模型回归结果

| | W2noFE | W2sFE | W2tFE | W2stFE |
|--------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|---------------------------|
| 交通基础设施 | -0.048 6*** (-3.545 0) | -0.061 3*** (-4.758 1) | -0.064 0*** (-4.627 0) | -0.076 7*** (-5.216 7) |
| 产业结构 | 0.001 2*** (5.860 2) | 0.001 2*** (7.808 6) | 0.000 6** (2.485 0) | 0.000 8*** (4.332 9) |
| 财政支出 | 0.254 0*** (9.197 6) | -0.029 1 (-1.408 4) | 0.246 4*** (7.722 8) | -0.029 6 (-1.035 2) |
| 城市化 | -0.156 3*** (-9.620 0) | -0.007 1 (-0.488 4) | -0.200 3*** (-11.860 7) | -0.046 8*** (-2.569 7) |
| 进出口 | 0.004 3 (0.773 9) | 0.013 7** (2.368 6) | 0.019 3*** (3.312 7) | 0.006 2 (1.014 6) |
| FDI | -0.165 6*** (-3.208 4) | -0.032 8 (-0.823 6) | -0.216 2*** (-4.136 0) | -0.038 7 (-0.916 9) |
| 贷款 | -0.000 3 (-0.057 6) | 0.001 7 (0.400 7) | 0.024 1*** (3.536 8) | 0.011 0** (2.398 2) |
| 固定资产投资 | 0.018 4 (1.229 5) | 0.044 4*** (4.353 8) | 0.012 2 (0.809 1) | 0.044 7*** (4.101 4) |
| ρ | 0.634 0*** (17.372 7) | 0.648 0*** (18.371 6) | 0.341 0*** (7.341 1) | 0.290 6*** (4.836 0) |
| 对数似然值 | 1 289.364 9 | 1 765.072 7 | 1 336.987 7 | 1 814.119 6 |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。W2noFE 模型省略了常数项。括号内为 t 值。

其中 w_{ij} 是空间权重矩阵 W 的第 (i, j) 个元素。若所采用的模型为空间滞后模型, 则式 (8) 中 $\theta = 0$ 。将总效应进行分解后各变量的直接效应和间接效应结果见表 5。交通基础设施对缩小城乡收入差距的直接效应和间接效应分别占总效应的 72% 和

28%, 可见, 如果不考虑临近区域的基础设施改善带来的空间影响则会造造成对总效应的较大低估。其他变量的直接效应和间接效应占总效应的比例与交通基础设施类似。

(三) 进一步探讨

1. 分时段模型检验

2000 年以来, 在政府财政收入不断提高, 西部大开发战略及“十五”计划等的推动下, 我国交通基础设施迎来了大规模投入的浪潮, 带来了公路建设尤其是高速公路建设的井喷式发展, 加上 2001 年我国正式加入 WTO 组织, 使我国更好地融入了全球经济, 面临着一系列新的内外部形势。鉴于此, 本文将样本时间划分为两个阶段, 即 1990—2000 年和 2001—2013 年, 分别探讨两个阶段内交通基础设施对收入公平改进带来的影响。

表 6 是采取两个空间权重矩阵在两个不同时期内的回归结果, 在确定模型之前, 同样对模型的适用性进行了检验。经检验, 同时考虑空间和时间固定效应的空间杜宾模型为两个阶段的最优选择。受篇幅限制, 文中没有列出各解释变量的空间滞后项回归结果。由表 6 可知, 采用单纯的空间反距离权重和嵌套经济距离权重的结果类似, 表明结果具有较好的稳健性。交通基础设施的符号在两个时间段

均显著为负, 表明在两个时间段内交通基础设施更好地发展均有利于城乡收入差距的缩小, 对比来看, 第一个时间段的系数绝对值明显大于第二个时间段, 表明随着时间的推移和交通基础设施存量的增加, 交通基础设施对城乡收入差距影响的边际效应有所下降。

对于其他解释变量, 政府财政支出占比、贷款占比和投资率三个变量在第二个时间段变得不再显著, 而和对外开放相关的进出口占比和 FDI 占比两个变量则在第二个阶段呈显著负相关关系, 表

表 5 直接效应与间接效应大小

| | 直接效应 | T 值 | 间接效应 | T 值 | 总效应 | T 值 |
|--------|------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|
| 交通基础设施 | -0.0773*** | -5.189 5 | -0.031 0*** | -2.973 7 | -0.108 3*** | -4.932 0 |
| 产业结构 | 0.000 8*** | 4.369 2 | 0.000 3*** | 2.688 4 | 0.001 2*** | 4.089 9 |
| 财政支出 | -0.030 0 | -1.051 5 | -0.012 3 | -0.964 2 | -0.042 3 | -1.042 9 |
| 城市化 | -0.046 8** | -2.623 7 | -0.018 9* | -1.992 9 | -0.065 7** | -2.525 3 |
| 进出口 | 0.006 1 | 1.009 2 | 0.002 5 | 0.926 2 | 0.008 6 | 1.000 5 |
| FDI | -0.037 8 | -0.892 5 | -0.015 3 | -0.822 3 | -0.053 1 | -0.883 3 |
| 贷款 | 0.011 0** | 2.356 8 | 0.004 5 | 1.875 4 | 0.015 5** | 2.294 0 |
| 固定资产投资 | 0.045 2*** | 4.029 0 | 0.018 2*** | 2.613 3 | 0.063 3*** | 3.827 3 |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

表 6 不同时间段下回归结果

| | W_1, T_1 | W_2, T_1 | W_2, T_2 | W_1, T_2 |
|--------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| 交通基础设施 | -0.211 1*** (-3.666 3) | -0.243 7*** (-4.314 9) | -0.066 3*** (-4.046 0) | -0.060 9*** (-3.624 4) |
| 产业结构 | 0.002 2*** (7.141 6) | 0.002 2*** (7.112 5) | 0.000 9*** (4.398 1) | 0.001 0*** (4.540 9) |
| 财政支出 | 0.159 5* (1.857 8) | 0.157 5* (1.841 1) | 0.005 5 (0.214 3) | 0.013 5 (0.530 1) |
| 城市化 | -0.076 9** (-2.133 6) | -0.073 5** (-2.056 9) | 0.131 3*** (3.650 1) | 0.136 8*** (3.846 7) |
| 进出口 | 0.012 3 (1.106 5) | 0.012 5 (1.121 2) | -0.022 1*** (-2.895 8) | -0.026 7*** (-3.682 4) |
| FDI | -0.040 3 (-0.720 8) | -0.025 2 (-0.458 3) | -0.174 3** (-2.528 8) | -0.192 0*** (-2.737 8) |
| 贷款 | 0.049 8*** (5.603 3) | 0.050 1*** (5.705 9) | -0.007 8 (-1.414 2) | -0.006 3 (-1.156 3) |
| 固定资产投资 | -0.040 9* (-1.923 7) | -0.039 6* (-1.867 7) | -0.002 0 (-0.216 6) | 0.000 9 (0.104 5) |
| ρ | 0.235 0** (2.565 4) | 0.212 0*** (2.646 4) | -0.271 0*** (-2.983 9) | -0.336 0*** (-3.297 0) |
| $W \times X$ | YES | YES | YES | YES |
| 对数似然值 | 897.308 3 | 898.217 67 1 | 204.683 4 | 1 210.151 4 |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。 W_1, T_1 表示使用 W_1 作为空间权重矩阵, 时间段为 1990—2000 年, 依此类推。

明在这一时间段内,对外开放的深入有利于城乡收入差距的减小,与郭庆旺等^[35]的研究结果一致。值得注意的是,城市化水平对城乡收入差距的影响在两个时间段表现出截然相反的特点,第一个阶段为显著负相关,与陆铭等^[32]的结果一致,第二个阶段为显著正相关,与王健康等^[30]的结果一致。可能的原因是随着城市化进程的加速,较为富裕的农村居民逐渐成为城市居民,城市居民的不动产也比农村居民住宅升值更快,因此表现出城乡收入差距的拉大。

2. 不同交通基础设施类型下的模型检验

正如上文指出的,本文研究对象中的交通基础设施既包含了公路基础设施,也包含了铁路基础设施,而公路又可以进一步区分为高速公路和其他各等级公路。各种类型的交通基础设施由于本身规划带来的质量、可达性和运力的不同,在我国经济发展中所起的作用也不相同,对城乡收入差距缩小的效应大小也可能存在差异。将不同类型的交通基础设施分别作为自变量放入模型中,可以得到一系列的回归结果(a)~(e),如表7所示。

表7 不同交通基础设施类型下的回归结果

| | (a) | (b) | (c) | (d) | (e) |
|--------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|--------------------------|-------------------------|
| 高速公路 | -0.534 5*** (-5.964 0) | | | | |
| 一级公路 | | -0.196 1* (-1.931 2) | | | |
| 二级公路 | | | -0.164 9*** (-6.312 5) | | |
| 三级公路 | | | | -0.071 1** (-2.243 0) | |
| 铁路 | | | | | -0.500 9* (-1.819 3) |
| ρ | -0.164 0* (-1.832 4) | 0.089 9 (1.432 1) | 0.240 1*** (4.471 0) | 0.046 0 (1.139 4) | 0.112 9* (1.804 5) |
| 其他控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES |
| $W \times X$ | YES | YES | NO | YES | YES |
| Log-L | 1 218.409 1 | 1 813.124 | 1 818.033 1 | 1 821.062 1 | 1 808.887 2 |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。括号内为 t 值。模型(a) 时间段为 2001—2013 年,其他为全部年份。模型(c) 为空间滞后模型,其他为空间杜宾模型。所用空间权重矩阵为 W_2 , 当其为 W_1 时结果类似。

五种类型的交通基础设施建设均有利于城乡收入差距的缩小,从效应大小来看,高速公路和铁路所起到的作用最大,等级公路次之,一级公路、二级公路和三级公路作用的大小依次递减。

五、结论与启示

中国的交通基础设施建设能否促进收入公平尤其是城乡收入公平? 为此,本文利用 1990—2013 年全国各省区相关面板数据,通过空间相关性分析和空间计量分析,揭示了交通基础设施对我国城乡收入公平的影响及空间溢出效应,发现交通基础设施建设有利于我国各省区城乡收入公平的改进,缩小了城乡收入差距,将总体效应分解后发现,忽视区域间的间接效应将低估这一影响。而将研究期限划分为两个阶段后发现,随着时间的推移和交通基础设施存量的增加,交通基础设施对城乡收入差距影响的边际效应有所下降。进一步研究发现,将交通基础设施分为五种类型,高速公路、铁路和各等级公路对改进城乡收入公平的作用大小依次递减。

根据《2014 年交通运输行业发展统计公报》,截止到 2014 年,全国公路总里程为 446.39 万公里,其中高速公路里程为 11.19 万公里,居世界第一位。全国铁路营业里程达到 11.2 万公里,其中高速铁路从无到有,在 2014 年营业里程达到了 1.6 万公里,占世界总里程的 60% 以上。立体交通网络对国民经济的发展和社会进步发挥了重要的基础性作用。尽管交通基础设施对收入公平改进的边际效应在下降,但不应该忽视其在现阶段依然能够通过直接效应和空间溢出效应缩小收入差距,再加上交通基础设施能够对经济增长产生较大的促进作用,因此现阶段,加大交通基础设施的投入仍然是可取的。应注意的是,要着重促进落后地区和农村地区的交通基础设施建设,加强其与发达地区的经济联系,降低运输成本,推动劳动力的自由转移。同时,考虑到不同类型的交通基础设施对促进收入公平作用的差异性,在适度超前的原则下,推动低等级公路的升级改造,合理规划线路,增加高速公路和铁路线路,增加交通运力,促进交通基础设施更好地发挥对经济社会的基础性作用。

参考文献:

- [1] ASCHAUER D A. Is public expenditure productive? [J]. *Journal of monetary economics*, 1989, 23(2): 177-200.
- [2] FUTAGAMI K, MORITA Y, SHIBATA A. Dynamic analysis of an endogenous growth model with public capital [J]. *Scandinavian journal of economics*, 1993, 95(4): 607-625.
- [3] FISHER W H, TURNOVSKY S J. Public investment, congestion, and private capital accumulation [J]. *Economic journal*, 1998, 108(447): 399-413.
- [4] 李森圣, 张宗益. 财政分权与地方交通基础设施投资激励——基于中央跨区域财政配置视角的分析 [J]. *产业经济研究* 2015(2): 100-110.
- [5] 刘秉镰, 武鹏, 刘玉海. 交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析 [J]. *中国工业经济* 2010(3): 54-64.
- [6] TURNOVSKY S J. Fiscal policy, adjustment costs, and endogenous growth [J]. *Oxford economic papers*, 1996, 48(3): 361-381.
- [7] AGÉNOR P R. Schooling and public capital in a model of endogenous growth [J]. *Economica*, 2011, 78(309): 108-132.
- [8] 胡鞍钢, 刘生龙. 交通运输、经济增长及溢出效应——基于中国省际数据空间经济计量的结果 [J]. *中国工业经济* 2009(5): 5-14.
- [9] 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.
- [10] BOM P R D, LIGTHART J E. What have we learned from three decades of research on the productivity of public capital [J]. *Journal of economic surveys*, 2014, 28(5): 889-916.
- [11] DÉMURGER S. Infrastructure development and economic growth: an explanation for regional disparities in China [J]. *Journal of comparative economics*, 2001, 29(1): 95-117.
- [12] 刘生龙, 胡鞍钢. 基础设施的外部性在中国的检验: 1988—2007 [J]. *经济研究* 2010(3): 4-15.
- [13] CALDERÓN C, MORAL-BENITO E, SERVÉN L. Is infrastructure capital productive? a dynamic heterogeneous approach [J]. *Journal of applied econometrics*, 2015, 30(2): 177-198.
- [14] FUJITA M, KRUGMAN P, VENABLES A J. *The spatial economy: cities, regions, and international trade* [M]. Boston: MIT press, 2001.
- [15] 张文武, 梁琦. 劳动地理集中、产业空间与地区收入差距 [J]. *经济学(季刊)* 2011(2): 691-708.
- [16] CALDERÓN C, SERVÉN L. Infrastructure and economic development in Sub-Saharan Africa [J]. *Journal of African Economies*, 2010, 19(S1): 13-87.
- [17] GETACHEW Y Y. Public capital and distributional dynamics in a two-sector growth model [J]. *Journal of macroeconomics*, 2010, 32(2): 606-616.
- [18] SENEVIRATNE D, SUN Y. Infrastructure and income distribution in ASEAN-5: what are the links? [Z]. *IMF Working Papers*, 2013.
- [19] 刘晓光, 张勋, 方文全. 基础设施的城乡收入分配效应: 基于劳动力转移的视角 [J]. *世界经济* 2015(3): 145-170.
- [20] ZHU N, LUO X. Nonfarm activity and rural income inequality: a case study of two provinces in China [Z]. *World Bank policy research working paper*, No. 3811, 2005.
- [21] 刘冲, 周黎安, 徐立新. 高速公路可达性对城乡居民收入差距的影响: 来自中国县级水平的证据 [J]. *经济研究*, 2013(S1): 53-64.
- [22] CALDERÓN C, CHONG A. Volume and quality of infrastructure and the distribution of income: an empirical investigation [J]. *Review of income and wealth*, 2004, 50(1): 87-106.
- [23] CHATTERJEE S, TURNOVSKY S J. Infrastructure and inequality [J]. *European economic review*, 2012, 56(8): 1730-1745.
- [24] BANERJEE A V, DUFLO E, QIAN N. On the road: access to transportation infrastructure and economic growth in China [J]. *MIT Department of Economic Research working paper*, No. 12-06, 2012.
- [25] CRESCENZI R, RODRIGUEZ-POSE A. Infrastructure endowment and investment as determinants of regional growth in

- the European Union[J]. General information ,2008 ,13 (2) : 62-101.
- [26]李实. 中国农村劳动力流动与收入增长和分配 [J]. 中国社会科学 ,1999(2) : 16-33.
- [27]王守坤. 空间计量模型中权重矩阵的类型与选择 [J]. 经济数学 2013(3) :57-63.
- [28]王少平 欧阳志刚. 我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应 [J]. 经济研究 2007(10) :44-55.
- [29]叶昌友 王遐见. 交通基础设施、交通运输业与区域经济增长——基于省域数据的空间面板模型研究 [J]. 产业经济研究 2013(2) :40-47.
- [30]王建康 谷国锋 姚丽. 城市化进程、空间溢出效应与城乡收入差距——基于 2002—2012 年省级面板数据 [J]. 财经研究 2015(5) :55-66.
- [31]欧阳志刚. 中国城乡经济一体化的推进是否阻滞了城乡收入差距的扩大 [J]. 世界经济 2014(2) :116-135.
- [32]陆铭 陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距 [J]. 经济研究 2004(6) :50-58.
- [33]王小鲁 樊纲. 中国收入差距的走势和影响因素分析 [J]. 经济研究 2005(10) :24-36.
- [34]叶志强 陈习定 张顺明. 金融发展能减少城乡收入差距吗? ——来自中国的证据 [J]. 金融研究 2011(2) :42-56.
- [35]郭庆旺 吕冰洋. 论要素收入分配对居民收入分配的影响 [J]. 中国社会科学 2012(12) :46-62.

注释:

- ①比较而言,常住人口口径下的城镇人口和农村人口是更为可取的指标,由于历年《中国统计年鉴》仅在 2005 年以后提供了各省区的城镇人口与农村人口数据,因此退而求其次,采用户籍人口口径下非农人口和农业人口的数据,二者具有较强的相关性,相关系数高达 0.88。受到人口流动的影响,各地区城镇人口所占比例均高于非农人口比重,这一数据选取会造成各地区的城乡收入泰尔指数存在不同程度的向下偏误,但依然具有较强的横向与纵向可比性。
- ②由于各省的村道里程数据缺失较多,而村道的施工参照标准一般是三级以下标准,根据《2015 公路工程技术标准》我国四级公路指一般能适应各种车辆折合成载重汽车的年平均昼夜交通量在 200 辆以下的公路,运量有限,故本文用总公路里程减去四级公路和等外公路衡量公路里程。

(责任编辑:木子)

Transport Infrastructure Construction and Urban-Rural Income Equality ——An Empirical Test Based on Provincial Panel Data

LUO Nengsheng , PENG Yu

(School of Economy and Trade , Hunan University , Changsha 410079 , China)

Abstract: Based on China's provincial data during 1990—2013 , this paper reveals the impact of transportation infrastructure on China's urban-rural income equality and its spatial spillover effect , through the spatial correlation and spatial econometric analysis. The results show that transportation infrastructure has a positive impact upon the improvement of urban-rural income equality in each province , and the real effect would be underestimated if we ignored the indirect regional effect or spillover effect. With the period divided into two stages , the marginal impact of transportation infrastructure on the urban-rural income gap fall along with the passage of time and the increase of the transportation infrastructural stock. Further study shows that highway , railway and other grades of roads present a decreasing effect on improvement of the urban-rural income equality.

Key words: transportation infrastructure; urban-rural income equality; spatial panel econometric; spatial spillover; regional economic relations