

交通基础设施对城乡收入差距影响研究 ——基于空间溢出效应视角

童光荣¹ 李先玲

(1. 武汉大学经济管理学院, 湖北, 武汉, 430072;

2. 中南民族大学经济学院, 湖北 武汉, 430074)

摘要: 中国经济保持了近十年的高速增长, 创造经济增长的“中国奇迹”, 有学者将其归功于中国超前发展的交通基础设施, 并引起学术界关于交通基础设施与经济关系的广泛研究, 但鲜有文献从交通基础设施角度来研究城乡收入差距。本文基于中国1980~2011年30个省市自治区的面板数据, 分别采用邻接空间权重矩阵和经济地理空间权重矩阵, 构建了交通基础设施对城乡收入差距影响的面板空间杜宾模型(SDM), 估计了公路和铁路里程数增加对城乡收入差距的总体影响, 然后将总体影响分解为直接效应和空间溢出效应两部分, 并估算出了中国30个省市自治区公路和铁路里程数增加的空间溢出效应。研究结果表明: 公路和铁路增加对城乡收入差距的总体影响较显著, 其中直接效应在统计上不显著, 而空间溢出效应高度显著; 中国绝大多数省市自治区公路里程数增加对相邻地区城乡收入差距产生消极的空间溢出效应, 而几乎所有省市自治区铁路里程数增加对其相邻地区城乡收入差距能够产生积极的空间溢出效应。因此, 增加经济欠发达地区的公路投资, 提升中国整体铁路发展水平有利于缓解城乡收入差距。

关键词: 交通基础设施 城乡收入差距 空间溢出效应 空间杜宾模型

中图分类号: F252.5 文献标识码: A

The Impact of Transportation Infrastructure on Urban-rural Income Inequality in China from the Perspective of Spatial Spillover Effects

Abstract: The Chinese economy had kept a high speed of growth over ten years, which is a miracle of economy growth and many scholars owes it to the pre-development of Transportation Infrastructure in China. Since then, the relationship between transportation infrastructure and economy growth has received increasing attention. However, there are few studies exploring the impact of transportation infrastructure on the urban-rural income inequality. Based on the panel data across 30 provinces in China from 1980 to 2011, this study builds the Spatial Durbin panel model to estimate the total effect, direct effect and spatial spillover effect of transportation infrastructure on

[作者简介]: 童光荣(1950~), 男, 湖北省蕲春人, 教授, 博士生导师, 研究方向为宏观经济分析和数量经济学, 李先玲(1976~), 女, 湖北黄陂人, 副教授, 博士研究生, 研究方向是区域经济和数量经济。

urban-rural income inequality. Then it estimates the spatial spillover effect of the increase of road and rail mileages in every province on its' neighbor provinces. The results suggest that the total effect and spatial spillover effect of transportation infrastructure on urban-rural income inequality are both significant; however the direct effect is not significant. And the spatial spillover effect of highway on urban-rural income inequality is positive while the one of rail is negative. In a word, both increasing the investment of road in the under-developed areas and the enhancement of rail infrastructure may have a positive in decreasing the urban-rural income inequality.

Key Words: transportation infrastructure; Urban-rural Income inequality; spatial spillover effect; Spatial Durbin model

引 言

中国城乡收入差距自 2002 年以来一直处于 3.2 倍左右的高位, 是中国收入分配不公中的最大问题(李实, 2012), 一直是社会和学者关注的焦点问题之一。国内外学者从工农产品特性(张红宇,2004; 刘文勇, 2004)、国家工业化战略(林毅夫和刘明兴, 2003)、二元经济结构(陈宗胜, 2000)、财政政策(Yang,1999; Chen, 2002; 陆铭和陈钊, 2004)和城乡金融差距(叶志强等, 2011; 姚耀军, 2005; Burgess & Rohini, 2005)等角度研究了中国城乡收入差距的成因。但是鲜有文献探讨交通基础设施对城乡收入差距的影响。

改革开放以来, 中国经济增长取得了举世瞩目的成就, 很多学者将“中国奇迹”归功于超前发展的交通基础设施。自 20 世纪 80 年代以来, 许多的国内外学者主要关注交通基础设施在促进长期经济增长(Aschauer,1989; 刘生龙和胡鞍钢, 2010)、区域经济一体化(Moomaw et al.,1995; Cohen et al.,2007; 陈得文和苗建军, 2010; 刘生龙和胡鞍钢, 2011; Lakshmanan, 2011)和提高生产率(Fernald,1999; Cohen,2010; 刘秉镰和武鹏等, 2010)等方面的作用。鲜有学者研究交通基础设施在缩小城乡收入差距中发挥的作用。由于交通基础设施水平提高意味着地区间交通网络一体化程度更高, 地区间人财物流动的运输成本更低, 这将可能产生空间溢出效应, 导致相邻地区已有资源和经济活动的重新配置(Cohen, 2007; Jiwattanakupaisarn et al.,2009), 从而可能改变城乡产业结构, 并最终影响城乡收入差距。目前关于交通基础设施的空间溢出效应尚未形成一致结论, 多数学者发现其空间溢出效应为正(Dundon-Smith et al.1994; Cohen et al.,2004; Gutierrez et al.,2010), 另有部分学者认为该效应为负(Boarnet,1998; Cohen and Monaco,2007), 还有学者认为交通基础设施的不存在空间溢出效应(Holtz-Eakin et al.,1995)。那么, 交通基础设施对中国城乡收入差距的影响是否显著呢? 如果其影响显著, 是否存在空间溢出效应呢? 不同类型交通基础设施对城乡收入差距的空间溢出效应是否相同呢?

本文试图使用空间面板计量模型来分析交通基础设施对中国城乡收入差距的空间溢出效应, 其意义和创新之处在于: 一是现有关于城乡收入差距的文献鲜有从交通基础设施角度进行研究, 同时有关交通基础设施空间溢出效应研究也未涉及城乡收入差距, 因此, 本文研究能够丰富这两个领域研究内容; 二是现有关于交通基础设施溢出效应的研究中, 绝大多数学者主要考察交通基础设施的整体溢出效应, 鲜有涉及比较不同类型交通基础设施(如公路和铁路等)的溢出效应, 本文研究能够填补此方面空缺; 三是本文研究提供了测度交通基础

设施对城乡收入差距直接贡献及其空间溢出效应的一种方法,其结果能够为政策制定者合理配置各类交通基础设施投资提供参考。

1 交通基础设施对城乡收入差距影响的理论机制

交通基础设施对城乡收入差距的影响可分为:直接效应和间接效应(即空间溢出效应),这两类影响的作用机制如下:

交通基础设施对城乡收入差距的直接效应作用机制为:一是某地区交通基础设施水平提升,有利于降低该地区城市与农村之间商品的运输成本,使土地价格相对低廉的农村地区对企业更具吸引力,从而改变企业生产区位选择,进而改变农村和城市地区非农产业结构,然后通过农产品和非农产品价格机制传导,最终影响城乡居民收入差距(Krugman & Livas,1996; 樊刚, 2011);二是某地区交通基础设施水平提升,有利于降低城乡之间劳动力流动成本,一定程度上缓解该地区城乡劳动力市场分割,促进该地区城市与农村之间劳动力的流动,对城乡收入差距产生积极影响(Andrés Rodríguez Pose et al., 2004);三是交通基础设施水平提升,有利于改善农产品物流水平,提高农产品运输速度,降低农产品运输损耗,扩大农产品销售范围,增加农村居民农业经营性收入,从而缩小城乡收入差距。中国鲜活农产品及水果蔬菜等农副产品在运输和储存等物流环节的损失率高达 25%~30%,是发达国家该比率的 5~6 倍(张长厚, 2012)。因此,如果提高交通基础设施水平可改善农产品流通水平,极大降低农产品的物流成本和损耗,不仅能够使城市居民享受更多物美价廉的农产品,而且能够显著提高农村居民农业经营性收入,从而缩小城乡收入差距。

交通基础设施对城乡收入差距的空间溢出效应理论机理为:提高交通基础设施水平,有利于提升地区间交通网络一体化程度,降低地区间人、财、物的流通运输成本,这将产生空间溢出效应,促进相邻地区已有资源和经济活动的重新配置(Cohen, 2007),从而可能改变相邻地区城乡产业结构,并最终影响城乡收入差距。交通基础设施对城乡收入差距的空间溢出效应可能为正,也可能为负。如果某地区交通基础设施水平提升有利于该地区生产者将其产品销售市场扩大到其相邻地区,增强地区之间和生产者之间的竞争,迫使企业不断进行创新以降低成本,促进地区之间按照比较优势进行专业化分工合作,将对地区经济和城乡收入差距产生积极的空间溢出效应。但是,如果某地区相邻地区企业生产效率比该地区生产企业的效率更高,其交通基础设施水平提升,意味着更多相邻地区企业产品进入本地市场,可能对该地区部分技术落后的企业形成冲击,在短期对该地区经济和城乡收入差距产生消极的空间溢出效应(Anna Bottasso et al.,2013)。

2 模型设定、选取及数据来源

2.1 模型设定

借鉴叶志强等(2011)的建模思想,并结合本文研究目标可构建交通基础设施对城乡收入差距影响的计量模型如(1)式:

$$inq = \alpha + \beta_1 edu + \beta_2 opn + \beta_3 fd + \beta_4 \ln gdp + \beta_5 road + \beta_6 rail + \varepsilon \quad (1)$$

其中 inq 代表城乡收入差距； α 代表常数项； edu 为教育发展水平， opn 为经济开放度， fd 表示金融发展水平， $\ln rgdp$ 表示对数实际 GDP，对数公路里程 $road$ 和对数铁路里程 $rail$ 代表交通基础设施变量。鉴于本文需要探讨中国交通基础设施对城乡收入差距的空间溢出效应，本文采用空间杜宾模型(SDM)建模，其原因在于：一是 SDM 不仅能够反映某一地区交通基础设施投资变化对该地区城乡收入差距的直接影响，而且能够捕捉到该地区交通基础设施投资变化对其它地区城乡收入差距的溢出效应；二是现实中不同地区经济活动中竞争与合作并存，导致经济变量之间可能存在空间相关性和空间交互作用，如果忽略这些，模型的估计结果会产生偏误，而 SDM 不但考虑了因变量和自变量的空间交互作用(Elhorst, 2010)，还考虑了解释变量的空间相关性，可解决了遗漏变量问题，是所有空间计量模型中唯一能够产生无偏估计量的模型(LeSage and Pace, 2009)。因此，可将式(1)转换为空间计量模型如(2)式：

$$inq_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} inq_{jt} + \theta \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} + v_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

inq_{it} 代表第 i 省在 t 时间的城乡收入差距； X_{it} 代表 1×6 维的解释变量集，包括教育发展水平 edu 、经济开放度 opn 、金融发展水平 fd 和 $\ln rgdp$ ，以及两个交通基础设施变量：对数公路里程 ($road$) 和对数铁路里程 ($rail$) 变量， β 为相应的 6×1 维系数向量； W_{ij} 代表了 $N \times N$ 的空间权重矩阵²中第 i 行第 j 列的元素， N 为省份个数； $\sum_{j=1}^N W_{ij} inq_{jt}$ 称为因变量的空间滞后项，代表了第 i 省的邻居省份在 t 时间按照空间加权矩阵计算的城乡收入差距平均水平，其系数 ρ 代表了第 i 省的邻居省份城乡收入差距对该省城乡收入差距的影响； $\sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt}$ 为解释变量的空间滞后项，其系数 θ 代表了邻居省份的解释变量对第 i 省城乡收入差距的影响。为简化解释变量的空间溢出效应表示形式，本文假定被解释变量与解释变量的权重矩阵相同。扰动项 ε_{it} 均值为 0，方差为常数； v_i 和 λ_t 分别为空间效应和时间效应，其引入用于反映空间和时间维度上的异质性，其中空间效应用于控制不随时间变化但随空间变动的因素，时间效应控制不随空间变化但随时间变动的因素。时间效应和空间效应的形式设定均可采用固定效应或随机效应，在固定效应模型中，各空间和时间个体使用虚拟变量表示，在随机效应模型中， v_i 和 λ_t 是随机变量，均值为 0，方差恒定。

2.2 模型设定检验

在使用 SDM 之前，需要进行相关的模型设定检验：一是使用 Likelihood Rate(LR)检验对空间或时间效应的联合显著性进行检验。该检验是基于未考虑空间交互效应的 OLS 回归，该检验可判别是存在空间固定效应，还是时间固定效应，或是空间和时间双固定效应。二是在确定存在空间固定效应后，还需采用 LM 检验(Burridge, 1980)确定各省城乡收入差距数据是存在空间滞后相关还是空间误差相关，拒绝原假设意味着有必要进行空间交互效应检验。Elhorst(2010)、LeSage and Pace(2009)认为如果使用 LM 检验，其不存在空间滞后相关和不存在空间误差相关的两个原假设都被拒绝，则可使用 SDM。三是使用 Wald 检验进一步确认 SDM 是否比空间自相关模型(SAR)和空间误差修正模型(SEM)更适合，其原假设为： $\theta = 0$

² 由于西藏数据缺失较多，未纳入研究范围。因此，本文中实际考虑的省市自治区个数为 30。

和 $\theta + \rho\beta = 0$ 。该检验结果可判别 SDM 模型是否可退化为空间滞后相关模型 SAR 或空间误差相关模型 SEM。如果 Wald 检验的两个原假设都被拒绝了，则 SDM 比 SAR 和 SEM 更合适。如果 Wald 检验结果与前面的 LM 检验结果矛盾，仍然可采用 SDM 模型，因为 SDM 是一个更一般的模型(Elhost, 2010)。四是使用 Hausman 检验判别模型形式是采用固定效应还是随机效应，如果接受原假设，意味着采用随机效应更适合，而如果拒绝原假设，应采用固定效应。

选择合适的空间权重矩阵来反映观测值之间地理关系的紧密度，对空间计量分析很重要(cho et al.,2011)。然而，目前关于最佳空间权重矩阵尚未达成一致标准(Anselin,1988)，本文采用的一阶相邻空间权重矩阵 W1 中，当省 i 与省 j 有共同边界， $W_{ij}=1$ ，否则为 0；二阶相邻空间权重矩阵 W3 按照类似逻辑构建，不仅考虑直接相邻，而且还考虑邻居的邻居。为避免相邻空间权重矩阵选择过于简单，本文还采用林光平等(2006)方法³构建了一阶经济空间权重矩阵 W2 和二阶经济空间权重矩阵 W4。以上四种空间权重矩阵都按照行进行了标准化。

在 SDM 中，空间滞后因变量作为解释变量，由于 $Winq$ 与扰动项 ε 相关，导致内生性问题。因此，传统的 OLS 估计可能是有偏而且非一致的。为解决内生性问题，可采用基于条件对数似函数模型的极大似然估计(Anselin, 1988)。

2.3 直接和间接效应

在考虑了空间交互效应的 SDM 中，系数 ρ 和 θ 不能简单视为被解释变量关于解释变量的偏导数(LeSage and Pace, 2009)。LeSage and Pace(2009)提供了一种将总的边际效应分解为直接效应和间接效应的方法，该方法能够更好地捕捉和解释存在空间交互效应时解释变量的边际效应。具体而言，直接效应包括初始效应(initial effect)和反馈效应(feedback effect)，其中初始效应表示某一地区解释变量变化引起该地区被解释变量变动，反馈效应表示某一地区解释变量变化引起相邻地区被解释变量变动，又反馈到该地区，导致其被解释变量变动。间接效应即溢出效应，用于测度某个地区的解释变量变化对所有其它地区被解释变量的影响。将式(2)改写为(3)式向量形式(Elhorst, 2010; LeSage and Pace, 2009)可更好地说明空间面板模型中解释变量边际效应的形成：

$$inq_i = (I - \rho W)^{-1} \alpha l_N + (I - \rho W)^{-1} (X_i \beta + W X_i \theta) + (I - \rho W)^{-1} \xi \quad (3)$$

其中 I 表示单位矩阵， l_N 表示 $N \times 1$ 的单位向量， ξ 包含扰动项 ε_{it} 、空间和时间固定效应。求 Y 关于第 1 至第 N 个地区的第 k 个解释变量 X_k 的一阶偏导，可得到 $N \times N$ 维矩阵表示的边际效应为：

$$\frac{\partial inq}{\partial X_k} = (I - \rho W)^{-1} (\beta_k I + W \theta_k) \quad (4)$$

其中， β_k 、 θ_k 分别为 SDM 中第 k 个解释变量 X_k 系数的估计值，(4)式对应的 $N \times N$ 矩阵可表示某一地区第 k 个解释变量变动一单位时，对所有地区被解释变量的影响。LeSage and Pace(2009)提出可通过式(4)的主对角和非主对角元素的均值来计算直接效应和溢出效应，其

³ 经济空间权重矩阵 $w^* = w * E$ ，其中 w 为相邻空间权重矩阵， $E_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|} & \text{当 } i \neq j \\ 0 & \text{当 } i = j \end{cases}$ ，式中 \bar{Y}_i 为第 i 个地区在 T 年实际人均收入的平均值。本文中面板数据时间跨度为 1980-2011 年，即 $T=32$ 。

中直接效应为矩阵主对角线元素之和除以 N ，而溢出效应为矩阵非主对角线元素之和除以 N 。

基于式(4)的 $N \times N$ 矩阵，还可计算出既定地区某一解释变量变动一个单位时，对其它地区被解释变量的影响。例如，第 1 个($i=1$)地区公路里程变动 1%时，其边际效应可表示为式(5)(Lee, 2012):

$$\frac{\partial inq}{\partial road_{i=1}} = (I - \rho W)^{-1} (i_1 \beta_{road} + W_{i_1} \theta_{road}) \quad (5)$$

其中 $i'_1 = [1, 0, \dots, 0]_N$ ， β_{road} 和 θ_{road} 为式(2)中估计的系数。将式(5)展开，可进一步表示为:

$$\frac{\partial inq}{\partial road_{i=1}} = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_{road} + W_{11} \theta_{road} \\ W_{21} \theta_{road} \\ \cdot \\ \cdot \\ W_{N1} \theta_{road} \end{bmatrix} \quad (6)$$

令 φ_{ij} 为矩阵 $(I - \rho W)^{-1}$ 的第 i 行第 j 列的元素，则式(6)可改写为如下形式:

$$\frac{\partial inq}{\partial road_{i=1}} = \begin{bmatrix} \varphi_{11} \beta_{road} + \sum_{k=1}^N \varphi_{1k} W_{k1} \theta_{road} \\ \sum_{k=1}^N \varphi_{2k} W_{k1} \theta_{road} \\ \cdot \\ \cdot \\ \sum_{k=1}^N \varphi_{Nk} W_{k1} \theta_{road} \end{bmatrix} \quad (7)$$

式(7)中第一个元素表示第 1 个($i=1$)地区公路里程变动对该地区城乡收入差距的直接效应，该向量的其余元素之和为第 1 个地区公路里程变动对其它地区($i \neq 1$)城乡收入差距的溢出效应。该向量所有元素之和表示第 1 个地区公路里程变动对城乡收入差距影响的总边际效应。类似可算出其它各省份公路里程增加 1%时对城乡收入差距的溢出效应，以及每个省份铁路里程增加 1%时对城乡收入差距的溢出效应。

2.4 数据来源

本文使用了1980至2011年中国30个省市自治(不包含西藏)的面板数据。由于目前中国缺乏省级城乡居民收入分配的基尼系数，城乡居民收入差距(inq)使用各地城镇家庭人均可支配收入与农村家庭人均纯收入之比表示；按照国内外文献的通常处理方法，教育发展水平(edu)用各地科教文卫支出占该地区生产总值的比重代表，经济开放度(opn)用各地区国际贸易进出口总额占该地区生产总值之比代表，金融发展水平(fd)用各地区金融机构人民币贷款余额占该地区生产总值之比代表， $\ln rgdp$ 为各地实际gdp的对数，交通基础设施变量使用对数公里里程($road$)和对数铁路里程($rail$)表示。

以上变量涉及的 1980~2008 年数据来源于《新中国 60 年统计资料汇编》，2009~2011 年各地区金融机构人民币贷款余额和各地区国际贸易进出口总额数据来源于各省相应年份的统计公报，2009~2011 年的其它数据来源于国研网、中经网和各省统计年鉴。本文使用线性插值法对少量的缺失值进行修补，还对除铁路和公路里程以外的其它数据使用各省消费价格指数 CPI(基期为 1980)进行调整。

3 计量结果分析

式(1)估计结果见表 1，其中模型(I)为混合 OLS 估计结果，模型(II)和(III)分别为仅考虑空间固定效应和仅考虑时间固定效应的 OLS 估计结果，模型(IV)则是同时考虑了时间和空间固定效应的 OLS 回归结果。表 1 中空间固定效应整体显著性 LR 检验在 0.01 的水平下拒绝了原假设，表明模型中纳入空间固定效应是合理的；时间固定效应整体显著性 LR 检验结果也表明模型中应引入时间固定效应。因此，模型中应该双向固定效应模型，即同时包含时间和空间固定效应，其估计结果如模型(IV)。

表 1 中模型(IV)结果显示在 0.05 的显著性水平下，*opn*、*fd* 和 *ln rgdp* 对城乡收入差距有显著影响，而 *road* 和 *rail* 对城乡收入差距没有显著影响。然而，当变量间存在空间交互效应时，模型(IV)的估计结果是有偏的。另外，在四种权重矩阵下，模型(I)、(II)、(III)和(IV)残差项的 LM 检验结果均为拒绝原假设，表明四模型都同时存在空间自相关和空间误差相关，可采用空间杜宾模型(SDM)。

表 1 未考虑空间交互效应时式(1)的面板估计结果

	(I) Pooled OLS		(II) Spatial fixed effects		(III) Time period fixed effects		(IV) Spatial and time period fixed effects	
<i>opn</i>	-0.04	(0.00)***	0.00	(0.68)	-0.01	(0.08)*	0.01	(0.04)**
<i>edu</i>	9.09	(0.00)***	-8.23	(0.00)***	14.46	(0.00)***	-0.01	(0.99)
<i>fd</i>	0.82	(0.00)***	0.46	(0.00)***	0.01	(0.82)	0.22	(0.00)***
<i>ln rg</i>	-0.09	(0.00)***	0.36	(0.00)***	-0.19	(0.00)***	-0.13	(0.04)**
<i>road</i>	0.55	(0.00)***	0.10	(0.01)**	0.39	(0.00)***	-0.01	(0.78)
<i>rail</i>	-0.16	(0.00)***	-0.02	(0.80)	-0.12	(0.00)***	0.07	(0.13)
<i>_cons</i>	-3.01	(0.00)***	1.58	(0.01)**	-0.88	(0.00)***	2.80	(0.00)***
LM Spatial lag test								
W1	61	(0.00)***	515.	(0.00)***	264.	(0.00)***	77.96	(0.00)***

	7.553	00)***	277	00)***	398)***	2	
W2	44	(0.	281.	(0.	210.	(0.00	37.82	(0.00)***
	1.281	00)***	012	00)***	367)***	9	
W3	90	(0.	105	(0.	172.	(0.00	51.38	(0.00)***
	6.739	00)***	9.379	00)***	876)***	7	
W4	63	(0.	521.	(0.	254.	(0.00	47.54	(0.00)***
	8.120	00)***	927	00)***	484)***	9	
LM Spatial error test								
W1	49	(0.	462.	(0.	157.	(0.00	70.09	(0.00)***
	5.502	00)***	146	00)***	840)***	3	
W2	33	(0.	319.	(0.	111.3	(0.00	30.46	(0.00)***
	5.619	00)***	221	00)***	00)***	9	
W3	75	(0.	100	(0.	72.7	(0.00	72.37	(0.00)***
	9.386	00)***	1.818	00)***	91)***	8	
W4	45	(0.	451.	(0.	113.	(0.00	33.15	(0.00)***
	1.021	00)***	497	00)***	540)***	6	
LR Spatial fixed effects			104	(0.				
test			8.22	00)***				
LR Time fixed effects test			564.	(0.				
			25	00)***				

注：括号中数值为p值；***，**，*分别表示在1%，5%，10%水平下显著。

资料来源：据本文数据回归结果整理。

从表 2 可以看出，在邻接矩阵和经济地理两类不同空间权重矩阵下，Hausman 检验结果都为拒绝原假设，这表明空间 SDM 设定形式采用固定效应更适合。因此，本文仅给出了固定效应的 SDM 估计结果。另外，在四种不同空间权重矩阵下，Wald 空间滞后检验结果均为拒绝原假设，表明 SDM 不能简化为 SAR 模型。Wald 空间误差检验结果也拒绝了 SDM 可简化为 SEM 的原假设。这说明，在四种权重矩阵下，SDM 都优于 SAR 和 SEM 模型。

在表 2 中，road 和 rail 的系数在四种权重矩阵下的 SDM 都不显著，但 Wroad 在 W1 和 W2 中显著，Wrail 在 W1、W2 和 W4 中高度显著。由于 SDM 模型中考虑了空间交互效应，因此这些系数不能简单解释为解释变量对被解释变量的偏效应(LeSage and Pace,2009)。

表 2 四种不同空间权重下的 SDM 估计结果

		W1		W2		W3		W4
<i>opn</i>	0	(0.6	0	(0.2	0.	(0.6	0.	(0.7
	.00	6)	.01	8)	00	4)	00	2)
<i>edu</i>	4	(0.0	5	(0.0	5.	(0.0	6.	(0.0
	.72	0)***	.09	0)***	83	0)***	12	0)***
<i>fd</i>	0	(0.0	0	(0.0	0.	(0.0	0.	(0.0
	.19	0)***	.20	0)***	12	1)**	19	0)***

<i>ln rgdp</i>	0	(0.0	0	(0.0	0.	(0.0	0.	(0.0
	.14	2)**	.22	0)***	11	6)*	27	0)***
<i>road</i>	-	(0.6	-	(0.4	-0	(0.5	0.	(0.9
	0.01	3)	0.03	2)	.02	0)	00	3)
<i>rail</i>	0	(0.3	0	(0.2	0.	(0.4	0.	(1.0
	.04	6)	.05	7)	03	8)	00	0)
<i>Winq</i>	0	(0.0	0	(0.0	0.	(0.0	0.	(0.0
	.65	0)***	.37	0)***	73	0)***	46	0)***
<i>Wopn</i>	0	(0.0	0	(0.0	0.	(0.0	0.	(0.0
	.03	0)***	.03	0)***	10	0)***	03	0)***
<i>Wedu</i>	-	(0.0	-	(0.0	-1	(0.0	-1	(0.0
	5.01	1)***	5.56	1)***	3.47	0)***	1.11	0)***
<i>Wfd</i>	-	(0.6	0	(0.2	0.	(0.4	0.	(0.0
	0.03	7)	.06	4)	15	2)	26	0)***
<i>W ln rgdp</i>	-	(0.0	-	(0.0	-1	(0.0	-1	(0.0
	0.40	0)***	0.59	0)***	.29	0)***	.08	0)***
<i>Wroad</i>	0	(0.0	0	(0.0	0.	(0.6	-0	(0.8
	.15	1)***	.09	6)*	05	6)	.02	2)
<i>Wrail</i>	-	(0.0	-	(0.0	0.	(0.2	0.	(0.0
	0.43	0)***	0.17	2)**	24	5)	32	0)***
Wald spatial lag	1	(0.0	1	(0.0	1	(0.0	2	(0.0
test	1.67	0)***	5.53	0)***	2.89	0)***	2.07	0)***
Wald spatial error	1	(0.0	1	(0.0	1	(0.0	2	(0.0
test	3.13	0)***	4.82	0)***	2.87	0)***	0.57	0)***
Hausman test	4	(0.0	5	(0.0				
	4.18	0)***	3.16	0)***				

注：***，**，*分别表示在1%，5%，10%水平下显著；括号中数值为p值。

资料来源：据本文数据回归结果整理。

按照 LeSage and Pace(2009)的方法可将该系数分解为直接效应和溢出效应，其分解结果见表3。*opn*对城乡收入差距的直接边际效应和溢出效应均为正，但仅后者在统计上高度显著，这表明某一个地区开放度增加，可对其它地区城乡收入差距产生负面影响，其原因可能在于中国各地区产业结构同构现象严重，出口竞争激烈。*edu*对城乡收入差距的直接边际效应显著为正，而溢出效应显著为负，反映出一个地区教育投入增加可能加剧该地区城乡收入不平等，但可缓解其它地区城乡收入差距，其原因可能为：一是中国政府教育投入存在城市偏向，教育投入增加可能对城乡收入差距产生负面影响(叶志强，2011)；二是教育正外部性较大，中国当前劳动力跨地区流动现象普遍。*fd*对城乡收入差距的直接效应都显著正，溢出效应影响为正，表明金融发展恶化了城乡收入差距，这与中国当前城乡金融发展不均衡，

信贷投放集中于城市，金融发展使城市地区受益更多的现状相符。 $\ln rgdp$ 对城乡收入差距的直接边际效应均显著为正，而对其它地区的溢出效应显著为负，表明当前某一地区中国城乡收入差距随该经济发展呈现扩大趋势，但该地区经济发展有利于缓解其它地区城乡收入差距。 $road$ 和 $rail$ 对城乡收入差距的直接影响并不显著，其原因在于交通基础设施是先导性产业，其外部性决定了其对城乡收入差距的影响主要是间接影响。

表 3 四种不同权重下 SDM 的直接效应和溢出效应

	W1	W2	W3	W4
Direct effects				
<i>opn</i>	0.00 (0.58)	0.01 (0.22)	0.00 (0.57)	0.00 (0.70)
<i>edu</i>	4.83 ***	5.21 ***	5.93 ***	6.25 ***
<i>fd</i>	0.19 ***	0.20 ***	0.12 ***	0.19 ***
$\ln rgd$	0.14 **	0.23 ***	0.11 *	0.28 ***
<i>road</i>	-0.01 (0.76)	-0.02 (0.51)	-0.01 (0.61)	0.00 (0.90)
<i>rail</i>	0.05 (0.26)	0.05 (0.20)	0.04 (0.39)	0.01 (0.87)
Indirect effects				
<i>opn</i>	0.03 ***	0.03 ***	0.10 ***	0.03 ***
<i>edu</i>	-5.36 ***	-5.88 ***	-13.98 ***	-11.43 ***
<i>fd</i>	-0.03 (0.63)	0.06 (0.26)	0.14 (0.47)	0.26 ***
$\ln rgd$	-0.40 ***	-0.59 ***	-1.29 ***	-1.08 ***
<i>road</i>	0.15 **	0.09 *	0.04 (0.71)	-0.02 (0.78)
<i>rail</i>	-0.43 ***	-0.17 **	0.25 (0.26)	0.31 ***
Total effects				
<i>opn</i>	0.03 ***	0.04 ***	0.10 ***	0.04 ***
<i>edu</i>	-0.53 (0.77)	-0.67 (0.73)	-8.05 **	-5.18 (0.06)

<i>fd</i>	0.	(0.05)	0.	(0.00)				(0.00)
	16	**	26	***	0.26	(0.21)	0.45	***
<i>ln rgt</i>	-0.	(0.01)	-0.	(0.00)				(0.00)
	26	***	36	***	-1.1	(0.00)	-0.8	***
<i>road</i>	0.	(0.04)	0.					
	14	**	07	(0.22)	0.03	(0.81)	-0.0	(0.83)
<i>rail</i>	-0.	(0.00)	-0.					(0.00)
	38	***	11	(0.21)	0.29	(0.21)	0.32	***

注：***, **, *分别表示在1%, 5%, 10%水平下显著；括号中数值为p值。

资料来源：据本文数据回归结果整理。

交通基础设施变量的溢出效应是本文关注的重点。从表 3 可看出在 W1、W2 和 W4 权重矩阵下，*rail* 都对城乡收入差距具有显著的溢出效应，这表明一个地区的铁路里程数增加 1%，其它城乡收入差距在一阶地理邻接权重矩阵和一阶经济地理权重矩阵下分别平均下降 0.43%、0.17%，在二阶地理经济权重矩阵下平均上升 0.31%。*road* 对城乡收入差距的溢出效应在 W1 和 W2 中分别在 5%和 10%的水平下显著，在 W3 和 W4 中不显著，表明一个地区公路里程数增加 1%，城乡收入差距在一阶地理邻接权重矩阵和一阶经济地理权重矩阵下分别平均上升 0.02%、0.07%，而且公路的溢出效应随着距离增加衰减相对铁路较快。这说明铁路和公路对城乡收入差距溢出效应方向存在差异，其原因可能在于铁路运输相对公路运输具有规模和成本优势，更能促进内陆地区空间相距较远的地区间人员、商品和资金的流通。

既定地区公路和铁路增加对其它地区城乡收入差距的空间溢出效应主要源于：某一地区的公里和铁路等基础设施环境相对改善，一方面可直接改善该地区城乡居民生活条件，另一方面可改善该地区企业生产的外部环境，提高其生产效率，从而引起地区间经济活动和资源的重新配置(Cohen, 2010)。由于中国各省市自治区交通基础设施条件差异较大，其溢出效应大小也不同(如表 4)。

在地理邻接空间权重 W1 下，当公路里程增加 1%时，海南、黑龙江、新疆、上海、天津等地区对其它地区城乡收入差距的负向溢出效应最大，而河北、陕西和内蒙古对其它地区城乡收入差距的正向溢出效应最大；当某一地区铁路里程增加 1%时，对其它地区城乡收入差距的溢出效应都为负，其中内蒙古、陕西、河北、广东和四川的负溢出效应最大，天津和海南的负溢出效应最小。

在经济空间权重 W2 下，公路里程增加 1%时，除了上海和海南对的溢出效应为负，其他地区的溢出效应都为正，其中江西和陕西的正溢出效应最大；铁路里程增加 1%时，大部分地区对其它地区城乡收入差距的溢出效应为负，其中江西和陕西的负溢出效应最大，而贵州、山东、新疆、辽宁、天津、海南和上海等地区溢出效应最小。

综合来看，仅一阶邻居较少的地区如上海和海南等地区的公路增加表现出缓解了其它地区城乡收入差距，而其余地区公路增加反而推高了其它地区城乡收入差距；另一方面，绝大部分地区铁路增加，都可降低其它地区城乡收入差距。其原因可能在于：一是近年来中国各地区整体公路建设发展较快，部分地区高速公路发展超前；二是铁路运输量大、成本低廉，

其在货运和中长距离运输上优势明显；三是中国的自然地理条件和人多地少等秉赋特征，决定了铁路在地区经济发展中发挥着更重要作用；四是中国铁路建设相对落后。

表 4 各省市自治区公路、铁路里程增加 1% 的空间溢出效应

权重	公路溢出效应	地区
W1	-0.10~-0.05	海南, 天津, 上海, 黑龙江, 新疆
	-0.05~-0.00	云南, 辽宁, 福建, 山西, 青海, 吉林, 宁夏, 山东
	0.00~0.05	广西, 重庆, 江苏, 贵州, 湖北, 河南
	0.05~0.10	甘肃, 浙江, 安徽, 湖南, 江西, 四川, 北京, 广东
	0.10~0.15	河北, 陕西, 内蒙古
W2	-0.02~0.00	上海, 海南
	0.02~0.10	天津, 辽宁, 新疆, 山东, 贵州, 甘肃, 山西, 福建, 湖北, 宁夏, 北京, 内蒙古, 云南
	0.11~0.15	安徽, 河北, 河南, 重庆, 广西, 青海, 广东, 黑龙江
	0.16~0.20	吉林, 四川, 湖南, 浙江, 江苏
	0.25~0.27	江西, 陕西
权重	铁路溢出效应	地区
W1	-2.20~-1.50	内蒙古, 陕西, 河北, 广东, 四川
	-1.50~-1.00	江西, 湖南, 安徽, 浙江, 甘肃, 河南, 湖北, 贵州, 江苏, 重庆, 广西
	-1.0~-0.50	山东, 宁夏, 吉林, 青海, 山西, 福建, 辽宁, 云南, 北京, 新疆, 黑龙江, 上海
	-0.50~-0.20	天津, 海南
W2	-0.49~-0.40	江西, 陕西
	-0.35~-0.20	江苏, 浙江, 湖南, 四川, 吉林, 黑龙江, 广东, 青海, 广西, 重庆, 河南, 河北, 安徽
	-0.20~-0.10	云南, 内蒙古, 北京, 宁夏, 湖北, 福建, 山西, 甘肃
	-0.05~0.04	贵州, 山东, 新疆, 辽宁, 天津, 海南, 上海

资料来源：据本文数据回归结果自己计算整理而来

4 结论和建议

近年来，中国交通基础设施投资规模空前，高速公路、高速铁路和悬浮磁列车发展速度迅猛，引发学术界关于交通基础设施投资是否过度的争议。本文基于中国 1980~2011 年 30 个省市自治区的面板数据，采用空间面板杜宾模型(SDM)估计了公路和铁路投入增加对城乡收入差距的直接效应和间接效应，并分别估算了各省市自治区的公路、铁路投入增加对其相邻地区城乡收入差距的溢出效应。研究结果表明：

(1)当前某地区公路和铁路增加对该地区城乡收入差距的直接影响并不显著。其原因可能在于公路和铁路作为公共基础设施，对经济活动会产生一定程度影响，但是其效果并非立

竿见影。因此,中国目前多数地区公路和铁路发展水平提高在短期并未对这些地区经济水平产生实质性影响。

(2)仅上海和海南等少数几个地区公路增加的空间溢出效应表现为缓解其相邻地区城乡收入差距,而其余地区公路投入增加的空间溢出效应均表现为推高其相邻地区城乡收入差距。其原因可能是公路运输方便灵活,适合满足短途运输的需求。因此,某地区公路增加主要表现为提高其相对临近地区的交通基础设施水平,改善该地区内部的人财物的运输效率,增加该地区相对临近地区的吸引力。

(3)绝大部分地区铁路增加的空间溢出效应表现为可降低其相邻地区城乡收入差距。其原因可能一方面铁路单程运输货物数量大,运输成本低廉,能够有效降低企业运输成本,并直接影响企业的生产区位选择,改变相邻省区之间资源配置,有效地促进相邻省区之间的经济和贸易来往;另一方面是与高速公路相比,中国铁路发展相对滞后。

以上研究结果的政策含义显而易见:

(1)理性看到交通基础设施对城乡收入差距影响。交通基础设施作为公共物品,具有外部性,但是其对地区经济以及城乡收入差距的直接有限。由于交通基础设施仅是经济发展的诸多必要条件之一,因此,地方政府不仅要重视改善交通基础设施,还有需要注重许多其它影响因素如优势资源、制度环境等。

(2)合理规划公路发展速度和配置地区间公路投资水平,改善城乡收入差距。尽管中国当前高速公路发展超前于经济发展水平,但是地区间公路水平差异明显,东部地区公路网络完善,而西部地区公路水平严重滞后。因此,提高经济欠发达地区的公路水平,不仅有利于其经济发展,而且有利于缓解其城乡收入差距。

(3)提升中国整体铁路发展水平,有利于缩小各地区城乡收入差距。一方面铁路运输特有的大规模和低成本性质,决定了其在地区经济发展中能够发挥着举足轻重的作用;另一方面,中国特殊的地理环境条件,形成了东、中和西部地区经济水平差异,也导致了经济发展相对滞后地区的城乡居民收入差距更显著,因此,提升中国整体铁路水平,特别市中西部地区铁路发展水平,能够在缩小城乡收入差距上产生积极作用。

本文分析了中国交通基础设施对城乡收入差距的空间溢出效应,其不足之处在于:一是所用数据为省级加总数据,二是本文虽然使用了空间相邻矩阵和经济空间权重矩阵,但这两类矩阵都未考虑现实中不同省份之间经济往来的实际交通网络相邻情况。因此,后续研究将围绕以上两个问题进行拓展。

参考文献

陈得文,苗建军.2010.空间集聚与区域经济增长内生性研究——基于1995~2008年中国省域面板数据分析.数量经济技术经济研究,(9):82~93.

刘生龙,胡鞍钢.2010.交通基础设施与经济增长:中国区域差距的视角.中国工业经济,(4):14~23.

刘生龙,胡鞍钢.2011.交通基础设施与中国区域经济一体化.经济研究,(3):72~82.

刘秉镰,武鹏,刘玉海.2010.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.中国工业经济,(3):54~64.

- 陈宗胜.2000.中国居民收入分配差别的深入研究——评《中国居民收入分配再研究》.经济研究,(7):68~71+76.
- 李实.2012.城乡差距是收入分配的最大不公.农村工作通讯,(20):43.
- 林毅夫,刘明兴.2003.中国的经济增长收敛与收入分配.世界经济,(8):3~14+80.
- 林光平,龙志和,吴梅.2006.中国地区经济 σ -收敛的空间计量实证分析.数量经济技术经济研究,(4):14~21+69.
- 刘文勇.2004.我国城乡收入差距扩大的程度,原因与政策调整.农业经济问题,(3):56~58+77~80.
- 陆铭,陈钊.2004.城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距.经济研究,(6):50~58.
- 姚耀军.2005.金融发展、城市化与城乡收入差距——协整分析及其 Granger 因果检验.中国农村观察,(2):2~8+80.
- 樊刚.2011.物流与中国城市化.开放导报,(5):7~9.
- 叶志强,陈习定,张顺明.2011.金融发展能减少城乡收入差距吗?——来自中国的证据.金融研究,(2):42~56.
- 张红宇.2004.城乡居民收入差距的平抑机制.管理世界,(4):9~21+60.
- 张长厚.2012.流通现代化发展农产品流通的瓶颈与思考.中国流通经济,(4):22~24+45.
- Andrés R, Nicholas G. 2004. How Does Trade Affect Regional Inequalities?. Paper Submitted To The 44th Congress Of The European Regional Science Association Porto, (8): 1201~1222.
- Battasso M, Conti C, Ferrari, Merk O, Tei A. 2013. The impact of port throughput on local employment: evidence from a panel of European regions. Transport Policy, (27): 32~38.
- Anselin L. 1988. Spatial Econometrics: Methods and Models. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Aschauer D A. 1989. Is public expenditure productive?. Journal of Monetary Economics, (2): 177~200.
- Burridge P. 1980. On the Cliff-Ord test for spatial correlation. Journal of the Royal Statistical Society B, (1): 107~108.
- Cho S H, Roberts R K, Kim S G. 2011. Negative externalities on property values resulting from water impairment: the case of the pigeon river water shed. Ecological Economics, 70(12): 2390~2399.
- Cohen J. 2007. Economic Benefits of Investments in Transport Infrastructure. Joint Transport Research Center. Discussion Paper, (13).
- Cohen J. 2010. The broader effects of transportation infrastructure: spatial econometrics and productivity approaches. Transportation Research Part E, (46): 317~326.
- Cohen J, Monaco K. 2007. Ports and highways infrastructure: an analysis of intra-and inter-state spillovers. International Regional Science Review, 31(3): 257~274.
- Cohen J, Paul C. 2004. Public infrastructure investment, interstate spatial spillovers and manufacturing costs. The Review of Economics and Statistics, 86 (2): 551~560.
- Dundon-Smith D M, Gibb R A. 1994. The channel tunnel and regional economic development. Journal of Transport Geography, 2 (3): 178~189.
- Elhorst J P. 2010. Matlab Software for Spatial Panels. Presented at the IVth World Conference of the Spatial Econometrics Association (SEA), Chicago, June 9-12. <<http://www.regrooningen.nl/elhorst/doc/Matlab-paper.pdf>>.

- Fernald J. 1999. Roads to Prosperity? Assessing the Link between Public Capital and Productivity. *American Economic Review*, (6).
- Holtz-Eakin D , Schwartz A E.1995. Spatial productivity spillovers from public infrastructure: evidence from state highways. *International Tax and Public Finance*,2 (3): 459~468.
- Lakshmanan T R. 2011. The broader economic consequences of transport infrastructure investments. *Journal of Transport Geography* ,19 (1): 1~12.
- Lee D G. 2012. Essays on Spatial Analysis of Policy Impacts. M.S. Thesis, Department of Agricultural Economics, University of Tennessee, Knoxville. <http://trace.tennessee.edu/utk_gradthes/1334/>.
- LeSage J P , Pace R K. 2009. Introduction to Spatial Econometrics. CRC Press, Taylor & Francis Group, Boca Raton, US.
- Moomaw R L , Mullen J K , Williams, M.1995. The interregional impact of infrastructure capital. *Southern Economic Journal*, 61 (3): 830~845.
- Lu C S , Yang C C. 2007. An evaluation of the investment environment in international logistics zones: a Taiwanese manufacturer's perspective. *International Journal of Production Economics*, 107(1): 279~300.
- Paul Krugman, Raul Livas Elizondo. 1996. Trade Policy And The Third World Metropolis Original Research Article. *Journal Of Development Economics*, 49(1): 137~150.
- Robin Burgess, Rohini Pande. 2005. Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment. *The American Economic Review*, 95(3): 780~795.
- Yang D T. 1999. Urban-based policies and rising income inequality in China, *American Economic Review*, (2): 306~310.
- Chen, Aimin. 2002. Urbanization and Disparities in China: Challenges of Growth and Development. *China Economic Review* (13)