

中国“交通扶贫”与地区经济差距 ——来自1989—2008年省级面板数据的研究

张光南¹, 张海辉¹, 杨全发²

(1. 中山大学 港澳珠江三角洲研究中心, 广东 广州 510275;

2. 中山大学 岭南学院, 广东 广州 510275)

摘要:文章考虑了基础设施作为公共资本与私人资本的互补效应,建立生产函数与收敛方程分析框架,采用中国1989—2008年省级面板数据实证分析了交通基础设施对区域经济差距的影响。研究发现,中国“交通扶贫”工程中铁路和等外公路建设促进了经济增长并提高了区域经济的趋同速度,达到了减少地区经济差距和减贫目标;而等级公路因过度投资而导致边际收益递减、挤出效应和交通腐败等经济损失,减缓了区域经济的趋同速度;中国区域经济发展存在条件收敛,但未达到 σ 收敛;此外,劳均实际资本、平均受教育年限、市场化和城市化水平均显著促进了地区经济增长。

关键词:交通;基础设施;增长;差距

中图分类号:F5;F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2011)08-0026-10

一、引言与文献综述

改革开放以来,中国经济高速增长的同时地区经济差距也在逐渐扩大,1989—2008年中国区域经济的基尼系数持续上升直至最近才略有放缓。由于交通基础设施能降低贫困地区的交通运输成本、减少投入成本、改进生产方法和增加获得城市地区就业的机会,中国政府为促进欠发达地区的经济发展和减少贫困,从国家层面推动了“交通扶贫”。然而值得强调的是,地区间的交通基础设施会促进资本和劳动要素向发达地区流动产生集聚效应导致地区贫富差距扩大,而且交通基础设施投资的经济效应也存在地区差异。为检验交通基础设施与中国区域经济差距的内在关系,本文建立了生产函数与收敛方程分析框架,采用中国1989—2008年省级面板数据,通过Barro条件收敛方

收稿日期:2011-06-07

基金项目:国家自然科学基金项目(70903078);教育部人文社会科学研究一般项目(09YJC790270)

作者简介:张光南(1981—),男,广东梅州人,中山大学港澳珠江三角洲研究中心副教授;

张海辉(1987—),女,河南洛阳人,中山大学港澳珠江三角洲研究中心硕士生;

杨全发(1956—),男,广东湛江人,中山大学岭南学院教授。

程分析铁路、等级公路和等外公路等交通基础设施对中国区域经济增长和贫富差距的影响。

随着 Barro(1990)通过收敛方程对区域经济收敛进行研究,许多文献实证检验基础设施等控制变量对地区经济差距的影响,并根据待估系数的显著性、正负和大小分析其对地区经济增长、经济收敛和贫富差距变化速度的影响。如 Démurger(2001)通过 OLS 和 2SLS 对中国 1985—1998 年省级面板数据估计发现,地理位置和基础设施禀赋与省际差距显著相关,且基础设施中的交通和通讯的解释力度最强。随后 López(2004)采用电话密度指标发现基础设施不仅能促进经济增长也能缩小收入水平差距。虽然 Barro(1990)的收敛方程被广泛应用于地区差距研究,但却无法反映控制变量对地区经济差距影响的内在机制,而且将基础设施等因素作为经济增长的外生变量也受到质疑。

国内文献主要关注基础设施的经济增长效应,但对地区差距的影响及其内在机制的分析较为缺乏。许召元和李善同(2006)研究发现,政府的发展战略、教育水平、转移支付、资本投入、劳动力转移、市场化程度和基础设施建设等对地区经济增长和地区差距均有显著影响。事实上,基础设施投资还能通过促进资本和劳动力要素流动、缩小生产要素报酬的地区差异、提高市场化程度和城市化水平等途径缩小地区差距和城乡差距,因此,增加各地特别是落后地区的基础设施投入是缩小地区差距有效的政策途径(王小鲁,2004;许召元和李善同,2008;蔡昉和王德文,2002;姚枝仲,2003)。

虽然国外已有文献分析基础设施对地区经济差距的影响,但基于中国的经验研究却非常缺乏;而国内文献也缺乏对其内在影响机制的分析。据此,本文尝试在以下方面进行改进:第一,现有文献关注基础设施对地区经济增长的影响及其减贫效应,忽略了连接各地的铁路和公路等交通基础设施加速发达地区对落后地区的扩散和集聚效应,从而对地区经济趋同和贫富差距可能产生相反的效应。因此,本文在考虑交通基础设施经济增长效应的基础上,设定交叉变量进一步分析其对地区经济趋同收敛速度的影响,并在 β 收敛检验的基础上进行 σ 检验分析地区差距是否随时间递减。第二,针对实证研究存在的理论基础和遗漏变量问题,考虑到基础设施公共资本与私人资本、人力资本和劳动力互补效应对生产的影响,本文结合已有研究和中国实际将其作为厂商要素投入建立生产函数,并根据 Barro(1990)收敛方程思路论证交通基础设施对地区差距的影响,这种一般化的生产函数模型避免了“两地区内生增长模型”的局限性和特殊性。第三,现有研究忽略了各种基础设施具体项目存在的异质性导致的经济效应差异,因此本文区分铁路、等级公路和等外公路等交通基础设施以检验其对地区经济差距的影响。第四,大部分中国经验研究采用的人均指标偏离了条件收敛模型的理论基础,也忽略了中国人口流动规模

和速度导致以户籍人口衡量的人均指标存在的问题,往往得出相反的结果,对此本文采用劳均指标衡量。此外,本文在实证检验方面逐步进行了绝对收敛、条件收敛和 σ 检验,并结合国际比较的研究结论提高了研究的可靠性。

二、理论模型:生产函数与收敛方程分析框架

Bronzini(2008)将基础设施、人力资本、研发及其他技术进步作为全要素生产率的决定因素分析其产出效应,忽略了基础设施与私人资本、人力资本与劳动力作为厂商要素投入的互补效应对生产的影响,对此本文将基础设施与人力资本作为要素投入建立生产函数,并根据 Barro(1990)的收敛方程思路分析基础设施对地区差距的影响。生产函数设定为:

$$Y = AK^m G^n H^p L^{1-m-n-p} \quad (1)$$

其中, Y 表示地区总产出; A 是外生技术进步,假定其为常数即短期内增长率为0; K 为私人资本存量; G 为基础设施; H 为人力资本; L 为劳动力。假设规模报酬不变, m 、 n 和 p 均为大于0小于1的常数,分别代表各投入要素的产出份额。式(1)两边除以 L 得函数密集形式为:

$$y = Ak^m g^n h^p \quad (2)$$

其中, y 、 k 、 g 和 h 分别为 Y 、 K 、 G 和 H 的劳均值。本文基于 Barro(1990)收敛方程,假定市场完全竞争,资本完全流动,人口外生增长率为 n ,各类资本折旧率均为 δ ,外生储蓄率为 s 。若私人资本、基础设施与人力资本的外生储蓄率相等,则有:

$$\dot{k} + \dot{g} + \dot{h} = sAk^m g^n h^p - (\delta + n)(k + g + h) \quad (3)$$

在假定条件下私人资本、基础设施与人力资本的回报率相等,故有:

$$m(y/k) - \delta = n(y/g) - \delta = p(y/h) - \delta \quad (4)$$

解得 $g = (n/m)k$ 和 $h = (p/m)k$,将其代入式(3)并简化得:

$$\dot{k}/k = s \tilde{A} k^{m+n+p-1} - (\delta + n) = s \tilde{A} e^{(m+n+p-1)\ln k} - (\delta + n) \quad (5)$$

其中, $\tilde{A} = [(m^{1-n-p} + n^n + p^p)/(m + n + p)]A$ 。由 Barro(1990)定义,收敛系数为:

$$\beta = -\partial(\dot{k}/k)/\partial \ln k = (1 - m - n - p)s \tilde{A} k^{m+n+p-1} \quad (6)$$

由式(5)和式(6)解得当 $\dot{k} = 0$ 时有:

$$\beta = \beta^* = (1 - m - n - p)(\delta + n) \quad (7)$$

若私人资本、基础设施与人力资本的外生储蓄率分别为 s_k 、 s_g 、 s_h ,则动态方程分别为:

$$\dot{k}/k = s_k Ak^{m-1} g^n h^p - (n + \delta) = s_k A e^{(m-1)\ln k} e^{n \ln g} e^{p \ln h} - (n + \delta) \quad (8)$$

$$\dot{g}/g = s_g Ak^m g^{n-1} h^p - (n + \delta) = s_g A e^{m \ln k} e^{(n-1) \ln g} e^{p \ln h} - (n + \delta) \quad (9)$$

$$\dot{h}/h = s_h A k^m g^n h^{p-1} - (n + \delta) = s_h A e^{mlnk} e^{nlg} e^{(p-1)lnh} - (n + \delta) \quad (10)$$

由式(2)得：

$$\dot{y}/y = m(\dot{k}/k) + n(\dot{g}/g) + p(\dot{h}/h) \quad (11)$$

将式(8)、式(9)、式(10)和式(11)用三维一阶泰勒公式在稳态 $k=k^*$ 、 $y=y^*$ 和 $\beta=\beta^*$ 处展开，可得：

$$\begin{aligned} \frac{\dot{y}}{y} &= \frac{\partial(\dot{y}/y)}{\partial lnk^*} (lnk - lnk^*) + \frac{\partial(\dot{y}/y)}{\partial lng^*} (lng - lng^*) + \frac{\partial(\dot{y}/y)}{\partial lnh^*} (lnh - lnh^*) \\ &= [ms_k A e^{(m-1)lnk^*} (m-1) e^{nlg^*} e^{plnh^*} + ns_g A e^{mlnk^*} m e^{(n-1)lng^*} e^{plnh^*} \\ &\quad + ps_h A e^{mlnk^*} m e^{nlg^*} e^{(p-1)lnh^*}] (lnk - lnk^*) \\ &\quad + [ms_k A e^{(m-1)lnk^*} e^{nlg^*} n e^{plnh^*} + ns_g A e^{mlnk^*} e^{(n-1)lng^*} (n-1) e^{plnh^*} \\ &\quad + ps_h A e^{mlnk^*} e^{nlg^*} n e^{(p-1)lnh^*}] (lng - lng^*) \\ &\quad + [ms_k A e^{(m-1)lnk^*} e^{nlg^*} e^{plnh^*} p + ns_g A e^{mlnk^*} e^{(n-1)lng^*} e^{plnh^*} p \\ &\quad + ps_h A e^{mlnk^*} e^{nlg^*} e^{(p-1)lnh^*} (p-1)] (lnh - lnh^*) \end{aligned} \quad (12)$$

稳态时 $\dot{k}/k = \dot{g}/g = \dot{h}/h = 0$ ，代入式(8)、式(9)和式(10)得：

$$s_k A e^{(m-1)lnk^*} e^{nlg^*} e^{plnh^*} = (n + \delta) = s_k A k^{*m-1} g^{*n} h^{*p} \quad (13)$$

$$s_g A e^{mlnk^*} e^{(n-1)lng^*} e^{plnh^*} = (n + \delta) = s_g A k^{*m} g^{*n-1} h^{*p} \quad (14)$$

$$s_h A e^{mlnk^*} e^{nlg^*} e^{(p-1)lnh^*} = (n + \delta) = s_h A k^{*m} g^{*n} h^{*p-1} \quad (15)$$

将式(13)、式(14)和式(15)代入式(12)并进一步化简得：

$$\dot{y}/y = (1 - m - n - p)(n + \delta) \ln(y/y^*) = \beta^* \ln(y/y^*) \quad (16)$$

可见，无论私人资本、基础设施与人力资本的储蓄率是否相同，只要储蓄率外生，则稳态下的收敛系数 β^* 均为 $(1 - m - n - p)(\delta + n)$ 。因此，求解关于 $\ln y(t)$ 的差分方程得：

$$\ln y(t) = (1 - e^{-\beta^* t})(mlnk^* + nlg^* + plnh^*) + e^{-\beta^* t} \ln y(0) \quad (17)$$

两边同时减去 $\ln y(0)$ 并除以时间间隔 T ，则在 T 时期得：

$$\begin{aligned} 1/T \ln [y(T)/y(0)] &= [(1 - e^{-\beta^* T})/T] (mlnk^* + nlg^* + plnh^*) \\ &\quad - [(1 - e^{-\beta^* T})/T] \ln y(0) \end{aligned} \quad (18)$$

由差分方程的性质变形得实证方程为：

$$\begin{aligned} 1/T \ln [y_{i,t}/y_{i,t-T}] &= \alpha + \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} m l n k + \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} n l n g \\ &\quad + \frac{(1 - e^{-\beta T})}{T} p l n h - [(1 - e^{-\beta T})/T] \ln y_{i,t-T} + \omega_{it-T,t} \end{aligned} \quad (19)$$

式(19)即为收敛方程，其中： $y_{i,t}$ 和 $y_{i,t-T}$ 分别为地区 i 期末和期初的人均 GDP， α 为截距项， $\omega_{it-T,t}$ 为误差项，Barro(1990)定义的收敛系数 $\beta > 0$ 。令 $\beta_0 = \alpha$ ， $\beta_1 = (1 - e^{-\beta T}) m$ ， $\beta_2 = (1 - e^{-\beta T}) n$ ， $\beta_3 = (1 - e^{-\beta T}) p$ ， $\beta_4 = e^{-\beta T} - 1$ ，则式

(19)变为:

$$\frac{\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-T}}{T} = \beta_0 + \beta_1 \frac{\ln k}{T} + \beta_2 \frac{\ln g}{T} + \beta_3 \frac{\ln h}{T} + \beta_4 \frac{\ln y_{i,t-T}}{T} + \omega_{it-T,t} \quad (20)$$

根据 Barro(1990)回归的 β 检验,若系数 $1 - e^{-\beta T} > 0$,即 $\beta_4 < 0$ 且统计意义显著,则存在经济条件收敛,即经济增长速度与初始人均产出负相关,地区经济差距缩小;反之,若 $\beta_4 > 0$ 或统计不显著,则不存在经济收敛。

三、实证模型与数据说明

Barro(1990)认为如果同一国家不同地区的稳态收入水平基本趋同,则无需考虑稳态收入决定因素对地区经济增长速度的影响,但如果各地差异较大导致稳态收入显著不同,则应将其决定因素引入回归模型。然而,大部分的中国经验研究(许召元和李善同,2006;刘生龙和胡鞍钢,2010)均偏离了 Barro(1990)条件收敛模型的理论基础,也忽略了中国人口流动规模和速度导致以户籍人口衡量的人均指标问题。而且实证结果表明人均和劳均指标的差别甚至导致相反的结果,因此本文根据模型推导采用劳均 GDP,该指标也能反映地区生产效率差距。此外,考虑到各指标基期的统一,本文通过价格指数将各变量转换为 1989 年不变价格的指标。

考虑到交通基础设施数据的可得性和研究的可比性,本文选取铁路和公路等存量指标,并根据理论推导采用劳均交通线路长度而非交通密度衡量。值得注意的是,铁路和公路等交通设施对区域经济可能存在集聚和扩散两种效应,其中集聚效应使发达地区吸引落后地区生产要素外流导致地区差距扩大,而扩散效应则会导致相反结果。因此,为反映铁路和公路等交通基础设施对地区经济趋同速度和地区贫富差距的影响,设定其与经济增长的交叉变量。

私人资本指标采用张军(2003)估计的中国实际资本存量衡量并推算。人力资本指标参考刘生龙和胡鞍钢(2010)采用的平均受教育年限。此外,现有文献为控制其他影响地区差距的因素并避免遗漏变量问题,设定农业份额、国有部门份额、市场化程度、城市化水平、人口密度、金融深度、现代部门规模等控制变量以及年份、地区和地理特征等虚拟变量及其交叉变量(Fan 和 Chan-Kang, 2005; Démurger, 2001; Calderón 和 Servén, 2004; 许召元和李善同, 2006)。根据变量的显著性检验,结合已有研究和中国实际,本文选取市场化程度和城市化水平作为控制变量。模型设定为:

$$\begin{aligned} \text{glrgdp}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \ln y_{0,i,t-5} + \beta_2 k_{i,t} + \beta_3 \text{train}_{i,t} + \beta_4 \text{road}_{i,t} + \beta_5 \text{edu}_{i,t} + \beta_6 \text{soe}_{i,t} \\ & + \beta_7 \text{urb}_{i,t} + \beta_8 \ln y_{0,i,t-5} \times \text{train}_{i,t} + \beta_9 \ln y_{0,i,t-5} \times \text{road}_{i,t} + f_i + \mu_{i,t} \end{aligned} \quad (21)$$

其中, β_0 为常数项, f_i 为经济增长影响的各省份固定效应, $\mu_{i,t}$ 为扰动项。本文采用中国 1989—2008 年 28 个省区数据,^① 相关变量的含义、计算方法和数据来源如表 1 所示。

表 1 变量名称、计算方法和数据来源

变量	变量名称	计算方法	数据来源
glrgdp	实际劳均 GDP 的 5 年平均增速(元/人)	$(\ln(y_t) - \ln(y_0))/5$	《中国统计年鉴》
lny	期初真实劳均 GDP 的对数(元/人)	地区真实 GDP/当地就业人口	《中国统计年鉴》
k	劳均实际资本存量的对数(元/人)	地区实际资本存量/当地就业人口	《中国统计年鉴》；中国国内生产总值核算历史资料(1952—1999)；中国经济研究中心
train	劳均铁路基础设施存量的对数(公里/万人)	铁路营业里程/当地就业人口	《中国统计年鉴》
road	劳均公路基础设施存量的对数(公里/万人)	公路营业里程/当地就业人口	《中国统计年鉴》
edu	人力资本存量的对数(年)	$(\text{大专以上人口数} \times 16 + \text{高中人口数} \times 12 + \text{初中人口数} \times 9 + \text{小学人口数} \times 6) / \text{总人口数}$	《中国人口统计年鉴》；《中国人口与就业统计年鉴》；清华大学国情研究中心
soe	市场化程度(%)	国有及国有控股企业工业总产值占全部工业总产值的比重	《中国统计年鉴》
urb	城市化水平(%)	非农业人口占总人口的比重	《中国人口统计年鉴》；《中国人口与就业统计年鉴》

四、实证结果与分析

本文考虑到中国各省存在的区域差异采用地区固定效应面板模型。首先通过 Barro(1990)绝对收敛模型检验中国是否存在区域经济绝对收敛,实证结果如表 2 模型 1 所示,估计系数显著为正表明经济增长与期初经济水平正相关,地区经济差距加大,中国并不存在区域经济绝对收敛。然后在模型 1 的基础上增加人均基础设施、私人资本和人力资本变量以检验扩展的条件收敛模型,模型 2 结果显示期初真实劳均 GDP 参数为-0.3908,表明中国区域经济存在一定程度的条件收敛,根据 Barro(1990)公式解得收敛速度为 9.92%。然而值得注意的是公路估计参数不显著,因此本文进一步将公路分为等级公路 road1 和等外公路 road2 对式(21)进行回归,模型 3 结果显示所有变量估计参数显著,拟合优度 R² 大幅提高到 0.9693,实证结果较为理想。

(一)交通基础设施与地区贫富差距。劳均铁路和等外公路参数均显著为正,表明“交通扶贫”通过增加落后地区的交通基础设施投资促进了经济增长、达到了减贫目标,这与现有研究结论一致(Barro, 1990; Démurger, 2001; Fan 和 Chan-Kang, 2005; 许召元和李善同, 2006; 刘生龙和胡鞍钢, 2010)。然而值得注意的是,等级公路估计参数为负。这是因为近年来中国政府大量投资高速公路和城际公路,导致等级公路边际收益递减甚至过度投资;而且等级公路投资金额往往大于等外公路,导致产生了一定程度的挤出效应和交通腐败等经济损失;此外,跨区域或城际等级公路存在空间溢出效应,导致其经济效应与区域内的等外公路不同。事实上,等级公路和等外公路相反的经济影响是造成模型 2 中总体公路参数估计不显著的原因。

期初劳均实际 GDP 参数显著为负,进一步验证了中国区域经济存在条件收敛。由交通基础设施的交叉变量参数可见,铁路提高了区域经济趋同速度并缩小了地区经济差距。事实上,中国线路最长的京九铁路规划就专门考虑了革命老区和贫困地区发展经济的需要,甚至在江西段“京九线两跨赣江,多次穿越隧道,多走了几十公里”,^②可见铁路“交通扶贫”和缩小地区差距的效应显著。然而,不同质量等级的公路对地区差距的影响却存在差异:等外公路能提高经济趋同速度、缩小地区贫富差距,但等级公路却减缓区域经济趋同。这恰好验证了 Fan 和 Chan-Kang(2005)的研究结果,即中国对高速公路和城际公路的越来越多的投资导致等级公路

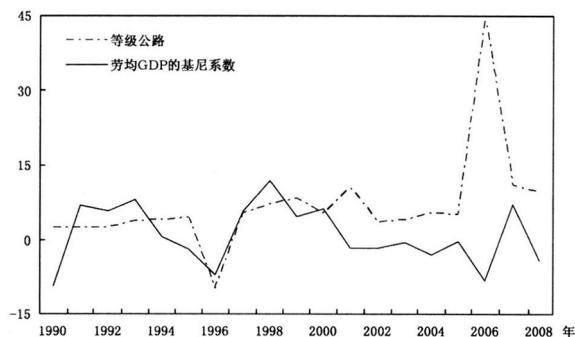


图1 等级公路投资与基尼系数增长

路边际收益递减,区域经济趋同减缓,地区差距扩大。如图1所示,等级公路投资与基尼系数增长呈相反趋势。与此同时,等外公路如农村公路仍投资不足,导致其边际收益大于等级公路,减贫效应和地区趋同效应也更加显著。

此外,劳均实际资本参数显著为正表明其对经济增长具有显著贡献;区分公路等级使模型更加显著后,平均受教育年限参数也显著为正,表明教育促进了地区经济增长;市场化水平参数为负,表明市场化水平越高则地区经济增长速度越快,这与林毅夫和刘明兴(2003)、许召元和李善同(2006)等相关研究结论一致;城市化水平参数显著为正,表明非农人口占总人口比重越大,地区经济增长速度越快,这也验证了城市化水

表2 实证结果

解释变量		模型1	模型2	模型3
lny ₀		0.2496*** (0.0483)	-0.3908*** (0.0371)	-0.2080*** (0.0073)
k			0.3250*** (0.0517)	0.1260*** (0.0032)
train			0.0281*** (0.0093)	0.0429** (0.0190)
road	road1		0.0561 (0.0417)	-0.0520*** (0.0150)
	road2			0.0135*** (0.0035)
edu			-0.0895* (0.0505)	0.0086* (0.0046)
soe				-0.0001*** (0.0000)
urb				0.0004*** (0.0001)
lny ₀ × train				-0.0042** (0.0021)
lny ₀ × road1				0.0067*** (0.0017)
lny ₀ × road2				-0.0016*** (0.0004)
R ²		0.4558	0.6794	0.9693
Prob(F-stat)		0.0000	0.0000	0.0000
Obs		450	450	317

注:括号内为标准差,*、**和***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

平促进经济增长的结论(陆铭,2004;许召元和李善同,2006)。

(二)劳均 GDP 的 σ 收敛检验。Barro(1990)认为, β 收敛反映的是具有不同期初人均资本水平但具有相同稳态的经济体之间的收敛,表示若落后地区比发达地区增长更快,则能在人均收入或产出水平方面赶超发达地区,而 σ 收敛则判定产出标准差或地区差距是否随时间递减。 β 收敛往往会产生 σ 收敛,但也可能被新出现的其他因素扰动从而使离差增加而无法达到 σ 收敛,因而有必要在 β 检验的基础上进行 σ 检验。故有如下测算公式:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\ln(y_{i,t}) - \mu_t]^2} \tag{22}$$

其中, $y_{i,t}$ 为地区 i 在 t 期的人均收入或产出, N 为地区数, μ_t 为 t 期各地人均收入或产出均值。若 σ 值随时间递减,则存在 σ 收敛,即地区差距随时间减小;反之则不存在 σ 收敛。中国 1989—2008 年劳均真实 GDP 的 σ 值如图 2 所示, σ 值随时间递增,因此 σ 收敛不存在。由于存在其他影响地区差异的因素,客观上地区劳均 GDP 标准差增大, β 收敛没有导致 σ 收敛,可见前文关于“交通扶贫”中各项基础设施和其他因素对地区经济差距影响的分析具有重要意义。

(三)基础设施与经济收敛的国际比较。本文与国内外已有研究结果的国际比较如表 3 所示。本文模型推导得出的劳均指标而非人均指标使估计系数和收敛速度与已有研究

结果存在差异,通过模型 2 条件收敛检验得到收敛速度为 9.92%,接近许召元和李善同(2006)利用 5 年数据回归的收敛速度 9.1%。此外,国际比较显示中国地区经济收敛速度显著高于美

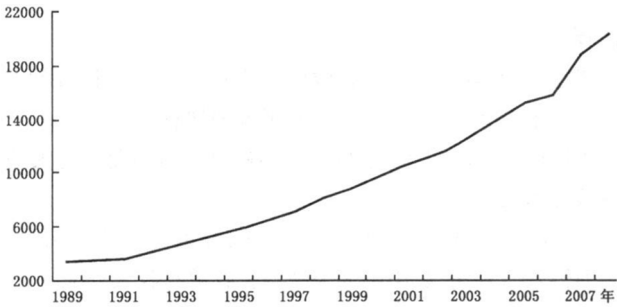


图 2 劳均真实 GDP 的 σ 收敛检验

国,表明美国作为发达国家其经济增长已趋于较高的稳定水平,这使其 GDP 增长速度和地区收敛速度较低;而中国作为发展中国家总体经济发展水平较低且地区差异较大,因此地区收敛速度较高,这验证了 Barro(1990)关于地区经济收敛的推论。

表 3 基础设施与地区经济收敛研究结论的国内外文献比较

文献	国家	时间跨度	估计方法	基础设施指标	$\ln y_0$ 的估计系数	年收敛 速度 β	y_0 指标的选取	滞后 期数 T
本文	中国	1989—2008 年	固定效应	劳均铁路和 公路长度	-0.3908 ***	9.92%	劳均 GDP	5
Barro(1990)	美国	1880—2000 年	非线性 OLS	结构变量和 地区虚拟变量	-0.016 ***	2.1%	人均收入	10

续表3 基础设施与地区经济收敛研究结论的国内外文献比较

文献	国家	时间跨度	估计方法	基础设施指标	$\ln y_0$ 的估计系数	年收敛 速度 β	y_0 指标的选取	滞后 期数 T
许召元和李善同(2006)	中国	1990—2004年	固定效应	铁路和公路密度	-0.136^{***} ; -0.073^{**}	17.5%; 9.1%	人均GDP	3; 5
刘生龙和胡鞍钢(2010)	中国	1987—2007年	SYS-GMM	各类交通基础设施密度之和	-0.125^{***}	19.6%	人均GDP	5

五、结 论

中国“交通扶贫”工程中铁路和等外公路建设促进了经济增长并提高了区域经济趋同速度,缩小了地区经济差距,达到了减贫目标;而等级公路因过度投资导致边际收益递减、挤出效应和交通腐败等经济损失,减缓了区域经济趋同速度;中国区域经济存在条件收敛,但未达到 σ 收敛;此外,劳均实际资本、平均受教育年限、市场化和城市化水平均显著促进了地区经济增长。

值得注意的是,虽然近年来中国中西部地区的基础设施投资快速增长,然而,东部地区基础设施水平仍显著高于中西部地区。因此,中国“交通扶贫”工程特别是铁路和等外公路建设仍显紧迫和必要。

当然,如何具体分析各项交通基础设施对区域经济差距影响的内在机制、如何检验交通基础设施产生扩散和集聚效应的决定因素以及如何提高基础设施对各地生产率的影响,仍有待进一步深入研究。

注释:

①考虑到数据的可得性、行政区划变更和统计口径等问题,本文样本不含海南、西藏和港澳台地区数据,并将重庆与四川数据加总。

②人民网:《1996年京九铁路通车:跨越九省南北客运大动脉》,2009-09-06。

主要参考文献:

- [1]胡鞍钢,李春波.新世纪的新贫困:知识贫困[J].中国社会科学,2001,(3):70—81.
- [2]林毅夫,刘明兴.中国的经济增长收敛与收入分配[J].世界经济,2003,(8):3—14.
- [3]刘生龙,胡鞍钢.交通基础设施与经济增长:中国区域差距的视角[J].中国工业经济,2010,(4):14—23.
- [4]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.
- [5]王小鲁,樊纲.中国地区差距的变动趋势和影响因素[J].经济研究,2004,(1):33—44.
- [6]许召元,李善同.近年来中国地区差距的变化趋势[J].经济研究,2006,(7):106—116.
- [7]许召元,李善同.区域间劳动力迁移对地区差距的影响[J].经济学(季刊),2009,(1):53—76.
- [8]姚枝仲,周素芳.劳动力流动与地区差距[J].世界经济,2003,(4):35—44.
- [9]Barro R J. Government spending in a simple model of endogenous growth[J]. Journal of Political Economy, 1990, 98: 103—125.
- [10]Bronzini R, Piselli P. Determinants of long-run regional productivity with geographical

spillovers: The role of R&D, human capital and public infrastructure[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2009, 39: 187—199.

[11] Démurger S. Infrastructure development and economic growth: An explanation for regional disparities in China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29: 95—117.

[12] Fan S, C Chan-Kang C. Road development, economic growth, and poverty reduction in China[R]. International Food Policy Research Institute Research Report 138, 2005.

[13] López H. Macroeconomics and inequality[J]. The World Bank Research Workshop, Macroeconomic Challenges in Low Income Countries, October 2004.

The Project of Poverty Alleviation through Transport Construction and Regional Economic Disparities in China: Evidence from Provincial Panel Data from 1989 to 2008

ZHANG Guang-nan¹, ZHANG Hai-hui¹, YANG Quan-fa²

(1. Center for Studies of Hong Kong, Macao and Pearl River Delta,
Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;

2. Lingnan College, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: Considering the substitution of infrastructure taken as public capital for private capital, this paper establishes an analytical framework of production function and convergence equation and makes an empirical study of the effect of transport infrastructure on regional economic disparities based on provincial panel data in China from 1989 to 2008. The results are shown as follows: firstly, railways and substandard road construction promote economic growth and raise the regional economic convergence rate, resulting in the reduction in regional economic disparities and the realization of poverty alleviation; secondly, owing to over-investment leading to diminishing marginal returns, crowding out effect and transportation corruption, standard road construction slows the regional economic convergence rate; thirdly, regional economic development in China is featured by conditional convergence but not σ convergence; fourthly, real capital per worker, average education years, marketization and urbanization significantly promote regional economic growth.

Key words: transport; infrastructure; growth; disparity

(责任编辑 许 柏)