

上海新金融研究院工作论文系列

No. SFIWP0043

**基础设施的城乡收入分配效应：
基于劳动力转移的视角**

刘晓光 张勋 方文全

2015年1月19日

说明：上海新金融研究院（Shanghai Finance Institute, SFI）是一家非官方、非营利性的独立智库，致力于新金融领域的政策研究。研究院成立于2011年7月14日，由中国金融四十人论坛（China Finance 40 Forum, CF40）举办，与上海市黄浦区人民政府战略合作。

本工作论文是上海新金融研究院研究人员在工作期间形成的、尚未公开发表的研究成果，文中观点仅代表作者本人，不代表本研究院。未经书面同意，谢绝任何形式的转载和复制。

基础设施的城乡收入分配效应：基于劳动力转移的视角

刘晓光 张勋 方文全*

摘要：本文考察了基础设施的城乡收入分配效应，探讨了基础设施缩小城乡收入差距的原因和机制。基准分析发现，交通和通讯基础设施均可以带来显著的收入分配改善效果，即具有缩小城乡收入差距的作用。进一步分析表明，基础设施可以同时提高农村居民收入和城镇居民收入，是一种帕累托改进，且对农村居民收入的提升作用更为显著，因而总体上可以缩小城乡收入差距。本文还对基础设施缩小城乡收入差距的影响机制做了进一步分析，发现基础设施能够有效促进农业劳动力向非农部门转移，从而提高农业部门边际劳动生产率和农村居民收入，进而缩小城乡收入差距。

关键词：基础设施；劳动力转移；城乡收入差距

一、引言

近年来，我国基础设施建设快速发展，取得了重要成就。大量研究文献结合发达国家历史经验、发展中国家现状以及主流分析理论框架，从经验现实、数理模型和计量证据等不同层面说明了基础设施建设对于提高经济效率、降低交易成本从而促进经济增长的重要意义（张培刚，1984；Easterly 和 Rebelo，1993；Gramlich，1994；Morrison 和 Schwartz，1996；Calderon 和 Serven，2004；张光南等，2010；张光南和宋冉，2013）。然而，基础设施作为一项公共品对经济增长的贡献成果是否为所有人平等共享，学界并未取得一致的结论，尤其是基础设施在改善收入分配方面的效果，已有的研究还很不足。

本文集中考察基础设施对缩小城乡收入差距的作用。在我国，城乡收入差距既是收入不平等的重要测度，也是总体收入不平等程度（以基尼系数衡量）提高的主要原因（Yao 和 Zhu，1998；李实和赵人伟，1999；Yang，1999；李实，2003；Kanbur 和 Zhang，1999，2005；Chen, et al., 2010；胡志军等，2011；以及图 1 所示）。改革开放以来，随着经济快速发展，我国城乡居民收入水平不断提高，但与此同时，城乡收入差距也呈现出持续扩大的趋势（如图 1 所示）。虽然在改革开放初期，我国城乡收入差距有所减小，从 1978 年的 2.6 倍缩小到 1983 年最低时的 1.8 倍，但随着此后改革的重心由农村转向城市，城乡收入差距开始不断扩大，2002 年已经达到 3.1 倍。2003 年以来，政府采取了一系列惠农政策，城乡收入差距扩大的趋势才有所放缓，但也一直维持在 3.1 倍以上，2009 年差距最大时达到 3.3 倍。

我国城乡收入差距的存在和扩大有深刻的历史和现实背景。计划经济时期，在优先发展重工业的赶超型发展战略的指导下，为了获得自主性的超额积累资金，我国实行了严格限制农业劳动力流动和工农产品价格“剪刀差”等发展政策，客观上造成两部门劳动要素的长期分隔和巨大的边际产出缺口。改革开放以后，随着市场经济制度的逐步建立和完善，劳动要素流动逐渐放松，农业劳动力向非农部门持续转移，在一定程度上起到了缩小两部门边际产出差距、进而缩小城乡收入差距的作用。然而，由于户籍限制、转移成本等种种阻碍因素，相对于城市部门的快速发展，农业劳动力

* 本文即将发表于《世界经济》杂志，刊出有改动。刘晓光，北京大学国家发展研究院博士研究生；张勋（通讯作者），上海新金融研究院青年研究员，北京大学国家发展研究院博士研究生，电子邮箱：zhangxun@pku.edu.cn；方文全，上海理工大学管理学院。作者感谢北京大学国家发展研究院林毅夫、宋国青、卢锋、姚洋和徐建国，哥伦比亚大学商学院魏尚进，澳大利亚国立大学孟欣，亚洲开发银行万广华，武汉大学罗知和张平对本文提出的宝贵建议，感谢两位匿名审稿人的建设性意见。本文文责自负。

转移仍然很不充分，农业部门与非农部门的边际劳动产出缺口事实上在不断扩大。更值得关注的是，在我国城乡收入差距仍在进一步扩大的同时，劳动力转移的势头却似乎出现减弱的迹象。居民收入的城乡差距扩大及其成为整体收入不平等的主要构成因素，不仅是制约未来经济平衡增长和影响社会稳定的重大现实问题，也构成了新的理论难题。现实与经典理论判断的不相符，凸显了劳动力转移及其分配效应问题中仍然存在尚未深入分析的重要因素。

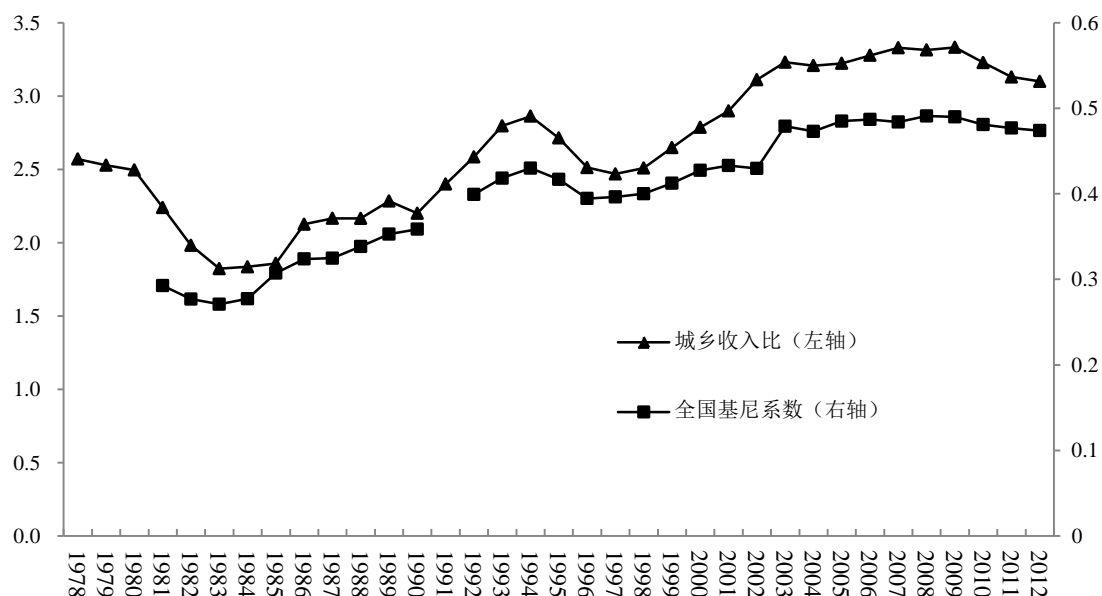


图1 中国城乡收入比与基尼系数 (1978-2012)

注：城乡收入比即城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比值，反映城乡收入差距。

数据来源：城乡人均收入数据来自《中国统计年鉴》；基尼系数 2003-2012 年的数据来自国家统计局公布资料，其余年份数据来自程永宏（2007）。

在这一背景下，分析基础设施的城乡收入分配效应具有特别的意义。基础设施作为经济体工业化、城市化的重要产物，表征着产业和人口聚集带来的社会保障公共品需求-供给的程度，以及居民生活成本的变化。从这个意义上看，基础设施的丰裕程度最终也反映了跨部门、跨地域和跨期流动劳动力的转移成本的变化。如果经济体的基础设施水平较高，交通运输能力较强、通讯更方便，则劳动力转移所面临的交通成本、时间成本、信息成本以及连带的心理成本均可有所降低，在一定程度上可以促进劳动力的转移，进而缩小城乡收入差距。事实上，在我国农业劳动力转移过程中，转移成本构成了最重要的交易费用，过高的转移成本会严重阻碍农业劳动力的顺利转移。由于基础设施水平的提高是降低转移成本的一个重要途径，它很可能通过降低转移成本而促进农业劳动力的转移，进而起到缩小城乡收入差距的作用。不过，主流文献对此进行系统分析的成果并不多，相关理论和经验研究才刚起步。

基于此，本文重新审视二元经济转型中的劳动力转移及其收入分配效应，凸显基础设施在这一过程中的重要作用，并采用中国 1992-2010 年省区面板数据，分析基础设施水平与劳动力转移和城乡收入差距的关系。我们的基本判断是，基础设施能够通过促进劳动力转移而改善收入分配格局。如果实证分析结果证实了我们的判断，则为基础设施促进经济发展提供了一条新渠道。本文后面部分安排如下：第二部分综述文献。第三部分构建理论模型，对本文影响机制进行简单说明。第四部分介绍回归变量和数据描述。第五部分是实证分析。第六部分，总结全文。

二、文献综述

基础设施对经济增长的作用已经得到了大量理论论证和实证检验。Barro (1990) 开创性地刻画了基础设施所代表的政府生产性支出实现了经济内生增长, Alesina 和 Rodrik (1994) 据此构建的三部门内生增长-税收模型进一步分析了政府税收-支出行为对产出-分配的一般均衡结果的影响, Hulten 等人 (2006) 更明确地将基础设施内生到生产环境和技术进步变量之中, 清楚地指出基础设施将影响资本深化、资本效率和技术进步。实证方面, 已有文献对基础设施在减贫增收和资源分配上的作用进行了探讨 (Ilahi 和 Grimard, 2000; Gibson 和 Rozelle, 2003; Fan 和 Zhang, 2004; Fan 等, 2005), 而基础设施落后也已经成为一些发展中国家经济增长的主要障碍 (Moccero, 2008; Calderon 和 Serven, 2004)。概述以往研究成果, 政府的生产性支出资本化为基础设施, 公共资本作为生产性资本的重要组成部分将显著地扩大物质资本的内涵和规模, 增强资本的产出效率, 提高资本的回报率和分配份额; 同时, 基础设施作为生产环境条件的重要决定因素, 最终体现为技术进步对全要素生产率的影响, 并通过其对分配机制的间接作用而成为要素贡献-分配-积累的有机环节。

基础设施作为发展中国家政府推动经济转型和增长的有力工具, 在我国经济发展中也发挥了重要作用。刘生龙和胡鞍钢 (2010) 检验了基础设施对促进中国经济增长的溢出效应。张光南等 (2010) 分析了基础设施投资对于中国就业、产出和投资的促进效应。张光南和宋冉 (2013) 分析了中国交通基础设施对中国制造业生产成本和要素投入的影响。这些研究大大丰富了关于基础设施对我国经济发展的作用的探讨。然而, 目前关于基础设施对城乡收入分配的影响的研究文献还很不足, 少量文献包括: 刘伦武 (2006) 研究表明农业基础设施的落后阻碍了农村经济增长; 骆永民 (2010) 发现基础设施尤其是交通、通讯、环保三类基础设施的城乡差距越大, 工农业人均产出、城乡生活水平以及城乡社会性基础设施的差距就会越大, 农民获取工资收入的机会越少; 刘生龙和周绍杰 (2011) 验证了基础设施的可获得性对中国农村居民收入增长的影响。刘冲等 (2013) 考察了高速公路可达性对我国城乡收入差距的影响, 但总体而言, 高速公路更具有城市偏向, 对普通公路及其他 (如通讯) 基础设施与城乡收入差距的关系的考察才更具有一般性。

我们进一步注意到, 在传统的二元经济结构-劳动力转移模型中, 也没有充分考虑到基础设施的作用。根据 Lewis (1954, 1979) 二元经济发展模型, 现代产业部门要素边际效率-工资水平高于农业部门, 吸引农村劳动力不断转移。随着农业劳动力的减少, 农业部门的边际劳动生产率提高、农民收入上升, 直到两部门边际产出相等。因此, 当出现城乡收入差距时, 劳动力转移最终会在很大程度上消除城乡收入差距。然而改革开放以来, 中国城乡收入差距总体上在不断扩大。现实与经典理论判断的不相符, 凸显了劳动力转移及其分配效应问题中仍然存在尚未深入分析的重要因素, 其中首要的是转移障碍和转移成本问题。现实中, 农业劳动力并非毫无成本地在两部门间自由转移, 而往往遇到各种流动障碍。正因如此, 相比城市部门的快速发展, 特别是资本的高速积累, 我国农业劳动力流动并不充分, 远未达到使两部门边际产出相等的水平。尤其是考虑到我国地域幅员辽阔、地区发展不平衡, 农业劳动力转移通常跨越很大的地理距离的情况下, 更是如此。

因此, 当我们面对中国城乡收入差距扩大的现实时, 需要有更理性的判断。一方面, 现实中中国的人口与劳动力非农化过程中有明显非正规化、半城市化现象 (魏后凯, 1998; 王春光, 2006), “农民工”这一特殊称谓体现了大多数转移劳动者的身份、生活方式与劳动力要素的产业化投入生产方式的矛盾。另一方面, 近年来劳动力转移速度放缓, 出现了“农民工工资持续快速增长”与“农村仍有大量剩余劳动力”并存的现象 (李宏彬和李蕾, 2011; 卢锋, 2012)。所以尽管一些文献预期我国劳动力转移有利于缩小城乡收入差距 (陆铭和陈钊, 2004; 丁守海, 2006; 许秀川和王钊, 2008; 等), 但事实上城乡收入差距仍在进一步扩大, 同时劳动力转移的势头出现减弱的迹象。

事实上, 关于中国城乡收入差距扩大的原因, 国内也已有不少文献予以关注, 提出了一些影响城乡收入差距的重要因素。如丁志国等 (2011) 实证发现我国城乡收入差距存在明显的库茨涅茨效

应，即随着经济的增长呈现先扩大后缩小的倒 U 型变动趋势。韩其恒和李俊青（2011）指出，影响城乡收入差距的机制在于人力资本回报和实物资本回报相对大小的长期动态调整过程。章奇等（2004）、姚耀军（2005）和叶志强等（2011）检验了金融发展与城乡收入差距的关系，发现金融发展显著地扩大了城乡收入差距；姚耀军（2005）还发现，金融发展效率的提高则可以缩小城乡收入差距。许海平和王岳龙（2010）研究了城乡收入差距与全要素生产率之间的关系，发现全要素生产率的提高扩大了城乡收入差距。已有研究对于理解中国城乡收入差距扩大原因具有重要意义，然而对于基础设施在其中所起的作用，尤其是通过促进劳动力转移而缩小城乡收入差距的作用，还缺乏足够的重视和应有的分析。

本文认为，研究城乡收入差距不能脱离城乡劳动力转移问题，特别是转移成本问题。Gupta（1997）在 Harris-Todaro（1970）模型以及 Chandra 和 Khan（1993）模型基础上，引入迁移成本而发展形成研究劳动力转移的 CKG 框架。在此框架中，一个首要的因素是不容忽视的，即由于存在转移成本需要额外补偿，转移劳动力对工资水平有更高的要求，否则影响劳动力转移意愿；反过来说，如果转移障碍消减、转移成本下降，则可以促进劳动力转移顺利进行。

因此，基础设施投资作为政府促进经济增长角色的代表，将深刻地影响中国经济结构转型和城乡收入分配格局。一方面，非农部门的飞速发展和资本深化，极大增加了对劳动力的需求，有力地拉动农业劳动力转移。另一方面，基础设施投资可以提高劳动要素流动的便利性，从而有效地促进农业劳动力充分流动，推动劳动要素价格均等化进程。因此，基础设施应对增进农村居民收入、缩小城乡收入差距和改善收入分配格局起到重要作用。从而，基础设施与农业劳动力转移及其收入成果也就紧密地联系在一起。基于此，本文试图通过系统性考察基础设施、劳动力转移和城乡收入差距的关系，一方面弥补以往研究对于基础设施在二元经济结构转型方面作用研究的不足，另一方面也为国家制定相关政策提供一些参考。

三、基础设施缩小城乡收入差距的理论基础

本节首先构建一个引入基础设施与劳动力转移成本的一般均衡模型，分析基础设施与劳动力转移和城乡收入差距的关系。

（一）模型基本设定

假设总体经济含有两个生产部门，农业部门 a 和非农部门 b，劳动力数量分别为 N_a 和 N_b ，劳动力总量即为 $N = N_a + N_b$ 。为简化分析，我们假设劳动力总量不变。非农部门雇佣 N_b 单位劳动力和 K 单位资本进行生产，生产函数表示为：

$$Y_b = K^\alpha N_b^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中， $0 < \alpha < 1$ 为非农部门的私人资本产出弹性。农业部门使用 N_a 单位劳动力进行生产：

$$Y_a = N_a^\gamma = (N - N_b)^\gamma \quad (2)$$

其中， $0 < \gamma < 1$ 为农业部门的劳动产出弹性。

根据上述模型设定，农业部门和非农部门选择最优的劳动力数量和资本量来最大化产出，一阶条件满足：

$$W_a = \gamma(N - N_b)^{\gamma-1} \quad (3)$$

$$W_b = (1 - \alpha)K^\alpha N_b^{-\alpha} \quad (4)$$

W_a 、 W_b 分别为农业部门和非农部门的工资水平。随着非农部门发展，转移劳动力的分配受制于非转移劳动力的供给，工资率维持在其边际生产率水平，这样非农部门将有更多的剩余份额用于追加资本积累，进行加速的经济工业（非农）化。随着资本不断积累，所需匹配的劳动力数量也会不断增多，并且转移劳动力的生产效率随着资本深化程度提高而提高，其边际产品-工资回报水涨船高，农业劳动力便从易到难、源源不断地从农业部门转移至城市非农部门，直至转移过程彻底完成。

然而，现实中由于存在各种阻碍因素，即使非农部门工资水平高于农业部门，劳动力转移仍会进行得不充分。我们将这种导致农业劳动力转移不充分的障碍总结为转移成本的存在，而基础设施则可以起到降低转移成本的作用。我们将此引入下面要讨论的家户偏好与决策的考虑中。

（二）代表性家户：偏好与决策

代表性家户最大化一生的效用，满足世代交叠模型，即：

$$U_t = \ln C_t + \beta \ln C_{t+1} - D_t(g_t)$$

预算约束为：

$$C_t + \frac{C_{t+1}}{1+r_{t+1}} = W_t \quad (5)$$

其中， C_t 和 C_{t+1} 为第一期和第二期的消费，参照张勋、刘晓光和樊纲（2014）的研究，设定 D_t 为劳动力跨部门转移所面临的成本，受到基础设施水平 g_t 的影响。如果经济体的基础设施水平较高，交通运输能力较强、通讯更方便，则劳动力转移所面临的交通成本、时间成本、信息成本以及连带的心理成本均可有所降低，即 $D_t'(g_t) < 0$ 。 β 为贴现因子； W_t 为家户在第一期的工资收入。求解最大化问题，一阶条件满足：

$$C_t = \frac{W_t}{1+\beta} \quad (6)$$

（三）均衡：基础设施与城乡收入差距的关系

接下来我们讨论模型的均衡。农村户籍的人口可以选择是否向城市转移。事实上，随着非农部门的资本积累，其对劳动力需求增加，农村户籍的人口向城市转移可以获得更高工资，但如前所述，这种劳动力的转移使得农民工面临一定的转移成本。因此劳动力转移会达到一个均衡，在这个均衡下，农村户籍的人口无差异于转移与否，即有：

$$\ln C_{bt} + \beta \ln C_{b,t+1} - D_t(g_t) = \ln C_{at} + \beta \ln C_{a,t+1}$$

即：

$$\ln \left[\frac{W_{bt}}{1+\beta} \right] + \beta \ln \left[\frac{\beta(1+r_{t+1})W_{bt}}{1+\beta} \right] - D_t(g_t) = \ln \left[\frac{W_{at}}{1+\beta} \right] + \beta \ln \left[\frac{\beta(1+r_{t+1})W_{at}}{1+\beta} \right]$$

整理得：

$$W_{bt} = e^{\frac{D_t(g_t)}{1+\beta}} W_{at} \quad (7)$$

定义城乡收入差距为 $\tau_t = W_{bt}/W_{at}$ ，则 $\tau_t = e^{\frac{D_t(g_t)}{1+\beta}}$ ，取决于转移成本 D_t 的大小，且有 $\frac{\partial \tau_t}{\partial D_t} > 0$ 。因此，转移成本越大，农民工与农民的工资差距越大。为简化公式，以下分析中省略时间下标 t 。

定理 1 基础设施水平的提高可以缩小城乡收入差距。

证明：

由 $\tau'(D) > 0$ 和 $D'(g) < 0$ ，易知 $\tau'(g) < 0$ 。因此，基础设施水平的提高可以缩小城乡收入差距。

(四) 进一步分析：基础设施缩小城乡收入差距的机制

以上分析表明，基础设施的提高有利于城乡收入差距的缩小。接下来讨论基础设施缩小城乡收入差距的机制。我们将分步证明，基础设施如何通过促进劳动力转移缩小城乡收入差距。

定理 2 劳动力转移可以缩小城乡收入差距。

证明：

两部门工资之比为 $\tau = \frac{W_b}{W_a}$ 。将工资表达式 (3) 和 (4) 代入，并对转移劳动力求导，有：

$$-\frac{\partial \tau}{\partial N_b} = \frac{\partial \tau}{\partial N_a} = \frac{\partial \left(\frac{(1-\alpha)K^\alpha N_b^{-\alpha}}{\gamma N_a^{\gamma-1}} \right)}{\partial N_a} = \frac{1-\alpha}{\gamma} K^\alpha (N - N_a)^{-\alpha} N_a^{1-\gamma} \left(\frac{\alpha}{N - N_a} + \frac{1-\gamma}{N_a} \right) > 0 \quad (8)$$

所以，随着农业劳动力的转移，农业劳动力数 N_a 不断减少，非农劳动力 N_b 不断增加，则两部门工资之比 τ 不断下降，即城乡收入差距不断缩小。因此，根据定理 2，有利于促进劳动力转移的因素可以起到缩小城乡收入差距的作用。

定理 3 基础设施可以促进劳动力转移。

证明：

由于基础设施可以降低转移成本，我们依旧从劳动力转移均衡式出发，将工资表达式代入，即有：

$$(1 - \alpha)K^\alpha N_b^{-\alpha} = \tau(g)\gamma(N - N_b)^{\gamma-1} \quad (9)$$

由 (9) 式两边对 g 求偏导，整理得：

$$\frac{\partial N_b}{\partial g} = \frac{\tau'(g)\gamma(N - N_b)^{\gamma-1}}{\gamma(\gamma-1)\tau(g)(N - N_b)^{\gamma-2} + \alpha(\alpha-1)K^\alpha N_b^{-\alpha-1}} > 0 \quad (10)$$

因此有：

$$\frac{\partial N_b}{\partial g} > 0 \quad (11)$$

即基础设施可以促进劳动力转移。定理 3 证完。再结合定理 2，我们验证了基础设施缩小城乡收入差距的渠道，即通过促进农业劳动力向非农部门转移，提高农村居民收入，进而缩小城乡收入差距。

以上理论模型表明，基础设施水平越高，则劳动力转移的成本越小，劳动力的流动越充分，在此过程中可以更大程度地实现要素价格的均等化，使城乡收入差距得以进一步缩小。在下文中，我们将采用中国 1992-2010 年省级面板数据对上述理论模型结论进行检验。

四、主要回归变量及数据说明

本文实证分析的样本区间选为 1992-2010 年，主要有以下两点考虑：(1) 一般认为，1992 年邓小平南巡以后，中国改革开放进入了一个新阶段，全面市场经济体制开始逐步确立，因此是比较理

想的研究区间 (Song et al., 2011); (2) 虽然我国农业劳动力转移起步于改革开放初期, 但当时政府对劳动力流动的控制还比较严格, 真正的劳动力转移高潮直到 1992 年邓小平南巡之后才开始。事实上, 1992 年以后, 政府对劳动力转移的态度也从“允许”转变为“鼓励”(Huang 和 Pieke, 2003)。因此, 本文采用中国 1992-2010 年分省面板数据进行计量分析, 考察基础设施的城乡收入分配效应及其通过促进劳动力转移而缩小城乡收入差距的机制。核心变量包括城乡收入差距 (以及城镇、农村居民收入水平)、基础设施水平与劳动力转移程度。此外, 我们还引入一系列重要控制变量。下面做详细说明。

(一) 核心变量

1. 城乡收入差距

城乡收入差距是本文研究的核心被解释变量。城乡收入差距采用城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入之比进行衡量。在回归分析中, 我们除了分析基础设施对城乡收入差距的影响外, 还将分析基础设施对城镇和农村居民收入水平的不同影响。

2. 基础设施水平

本文首先采用中国省区公路里程与省区面积的比值构建了公路密度指标, 作为基础设施水平的主要衡量指标。各省区的公路里程和陆地面积的数据均来自历年《中国统计年鉴》。其中, 2006 年后的公路里程加入了村道, 造成统计口径不一致。考虑到村道基本不对城乡劳动力转移产生影响, 我们在 2006-2010 年的公路里程中剔除了村道里程, 由此计算公路密度, 作为基础设施水平的核心测度变量。具体地, 为了调整口径问题, 我们首先在各省区统计年鉴、各省区交通年鉴以及省区交通运输厅的官方网站上找到部分 2006-2010 年村道里程的数据, 进行剔除处理, 其余部分利用期初期末的村道数据与包含村道的公路里程的比值的平均值进行近似估计。

在稳健性分析中, 我们也考察了通讯类基础设施水平对城乡收入差距的影响, 选用电话和公用电话数目与乡村从业人员数的比值作为此类基础设施水平的衡量指标。

3. 劳动力转移程度

《新中国农业 60 年统计资料汇编》提供了 1978-2008 年各省区乡村从业人员数和乡村第一产业从业人员数, 这两组数据衡量了农村户籍的劳动力在农业和非农部门的就业分布。该统计资料“直接汇编及计算相关比重所使用的乡村人口、乡村从业人员口径中仍然包括在外居住半年以上, 但收入与家庭经济连为一体的人员”。因此, 将乡村从业人员数与乡村第一产业从业人员数相减, 能较准确地衡量农业劳动力转移的数目。此外, 《中国统计年鉴》中提供了 2009 和 2010 年与《汇编》统计口径一致的省区数据, 也便利了我们将劳动力转移的数据延拓至 2010 年。^① 据此本文构建了农业劳动力转移率指标以反映农业劳动力转移程度: $\text{劳动力转移率} = (\text{乡村从业人员数} - \text{乡村第一产业从业人员数}) / \text{乡村从业人员数}$ 。

(二) 控制变量

本文所选取的核心控制变量包括金融发展规模和效率、全要素生产率、农业劳动生产率、对外开放程度、国企比重以及公共教育支出水平等。

^① 在本文使用数据口径下, 2008、2009 和 2010 年全国的劳动力转移数目分别为 23662, 24534 和 25549 万人, 而根据《国家统计局 2011 年我国农民工调查监测报告》, 这三年全国农民工总量分别为 22542, 22978 和 24223 万人, 两者较为接近, 可以佐证数据的可信度。

1. 金融发展规模和效率

我们引入贷款总额与 GDP 的比值作为金融发展规模的指标，以及贷款总额与存款总额的比值作为金融效率的代理变量。在我国特定的经济发展环境下，两者对城乡收入差距可能具有不同的影响。中国金融系统在金融资源的分配上表现出明显的城市化倾向（Wei 和 Wang, 1997），在信贷配置中倾斜于国有部门（Park 和 Sehrt, 2001），因而，金融资源在城乡是非均衡发展的，而且这种非均衡发展应该不利于城乡收入差距的缩小。章奇等（2004）和叶志强等（2011）通过实证分析发现，金融发展显著地扩大了城乡收入差距。同时，我们也注意到，如果随着金融规模的发展，金融效率有所提高，那么这种城市倾向和国有企业倾向可以得到一定的缓解，金融发展可能会带来缩小城乡收入差距的作用。姚耀军（2005）的分析也表明，虽然金融发展规模与城乡收入差距正相关，但金融发展效率与城乡收入差距负相关。

2. 全要素生产率

全要素生产率代表了企业生产的技术水平、组织效率和经营环境等企业自身要素投入无法解释的生产率差异。一般而言，全要素生产率的提高会带动劳动边际生产率，从而提高劳动收入水平。尽管全要素生产率可以促进劳动力转移，从而缩小城乡收入差距，但根据许海平和王岳龙（2010）的研究，考虑了空间效应后，全要素生产率的提高反而扩大了城乡收入差距。可能的解释是技术进步是有偏的，初次分配机制无效使得资本更加得利，从而扩大了城乡收入差距。

关于分省层面的全要素生产率的估计，文献主要提供了索罗残差的固定效应方法和 Arellano 和 Bover（1995）的 GMM 估计法。索罗残差的固定效应方法可能会面临同时性偏差（Simultaneity Bias）和样本选择性偏差（Selectivity and Attrition Bias）两类问题。GMM 方法，尤其是系统 GMM 方法通过引入内生变量的水平和差分滞后项作为工具变量，则可在很大程度上解决宏观变量的回归问题（鲁晓东和连玉君，2012）。因此我们采用系统 GMM 估计法，利用中国 31 省市 1978-2010 年工业部门 GDP、规模以上工业企业固定资产净值和工业企业劳动力面板数据，对分省区全要素生产率进行估测。

3. 农业劳动生产率

农业劳动生产率的提高一方面使得单位农业劳动力的产出增加，直接提高农村居民收入。另一方面，通过增加农产品产出，也释放了农业部门对劳动力的需求，促使劳动力转移，进而提高农村居民收入。因此，预期农业劳动生产率提高会缩小城乡收入差距。事实上，农业劳动生产率对中国经济结构转型和经济增长的贡献也仅刚开始被关注（Young, 2003; Cao 和 Birchenall, 2012）。在实证分析中，我们选用农业劳均机械总动力（农业机械总动力与农业就业人口的比值）来衡量农业劳动生产率。

4. 对外开放程度

参照以往文献做法，我们采用外商直接投资以及进出口总额与 GDP 的比值作为对外开放程度的衡量。对外开放程度可能会通过多个渠道影响城乡收入差距。一个地区的开放程度越高，越有利于对先进技术的引进和先进管理经验的吸收，也就有利于全要素生产率的提高，进而可能会影响城乡收入差距。另一方面，我国现阶段还处于劳动力转移的高峰期，开放程度越高，一定程度上代表了更活跃的经济活动以及更进一步的资本深化，从而促进劳动力从农业部门向非农部门转移。因此开放程度也可能通过影响劳动力转移程度来影响城乡收入差距。此外，对外开放程度还可能通过要素分配的角度影响城乡收入差距。Bentolila 和 Saint-Paul（2003）指出，任何影响市场不完全竞争程度的因素均有可能影响要素分配。针对中国市场的具体情形，外商直接投资及进出口总额可以作为产品市场竞争程度的度量，市场竞争程度的加深会减小资本收入份额。资本份额的减小一方面减少了城市部门的资本性收入，一方面增加了城市部门劳动者收入（包括城市工人和农民工工资收入），从而可能影响城乡收入差距。

5. 国有企业比重

国有企业在国民经济中的比重会影响初次分配中的资本份额（白重恩和钱震杰，2009），进而城乡收入差距也会受到影响。另一方面，由于户籍制度的限制，农业劳动力较难成为国有企业的编制内职工，若国有企业比重较大，说明国有企业垄断力较强，则倾向于扩大城乡收入差距。此处我们采用规模以上国有及国有控股工业企业的总产出占全部规模以上工业企业的总产出的比值作为国有企业比重的衡量。

6. 公共教育支出水平

我们采用人均公共教育支出衡量公共教育支出水平。事实上，公共教育支出是一种资源分配。一般来讲，城市居民的教育水平比农村居民高，因此公共教育支出对农村居民进行投资的边际产出更高。若公共教育支出的城乡分配比较平均，则人均教育支出水平的提高有利于缩小城乡收入差距。但若公共教育支出城乡分配不均，则反而可能扩大城乡收入差距。

（三）其他因素

我们进一步控制了以人均 GDP 衡量的经济发展水平因素。此外，在分析基础设施影响城乡收入差距的作用机制时，我们还专门考察了基础实施通过影响农业劳动力转移进而影响城乡收入分配的渠道。考虑到劳动力转移的影响因素与城乡收入水平及差距可能存在的差异，我们在进行劳动力转移率对基础设施水平的回归分析时，除了控制上述控制变量之外，还加入了城镇失业率变量和资本回报率变量，因为两者均有可能通过影响城镇部门劳动力需求而影响劳动力转移率。在实际操作中，前者采用城镇登记失业率来衡量，后者采用工业企业利润总额与工业企业固定资产净值的比例来衡量。

为消除价格变化可能造成的影响，本文对名义变量数据采用各省区以 2000 年为基期的居民消费价格指数（CPI）进行了调整。剔除价格因素的变量包括：城镇居民人均可支配收入、农村居民人均纯收入、人均 GDP 和人均公共教育支出。以上各变量的统计描述报告在表 1 中。

表 1 回归变量统计描述

变量	观测个数	均值	标准差	最小值	最大值
城乡收入差距	589	2.882	0.708	1.352	5.159
城镇居民人均可支配收入(对数)	589	8.842	0.479	7.848	10.206
农村居民人均纯收入(对数)	589	7.813	0.527	6.791	9.383
劳动力转移率	584	0.339	0.163	0.053	0.813
公路密度(对数)	584	7.825	0.932	5.092	9.839
通讯设施水平(电话)	403	7.545	8.316	0.475	51.289
通讯设施水平(公共电话)	403	0.461	0.513	0.017	3.641
贷款/GDP	589	0.996	0.286	0.533	2.260
贷款/存款	589	0.870	0.251	0.233	1.890
人均 GDP(对数)	580	-0.123	0.763	-1.655	1.846
全要素生产率(对数)	587	-1.001	0.344	-1.805	-0.070
农业劳动生产率(对数)	583	2.882	0.698	0.846	4.364
FDI/GDP	576	0.035	0.036	0.000	0.243
进出口总额/GDP	589	0.299	0.397	0.032	2.173
国有企业比重	584	0.511	0.202	0.094	0.899
公共教育支出水平	483	3.280	3.099	0.374	20.146

城镇登记失业率	565	3.370	0.966	0.400	7.400
资本回报率	589	0.096	0.083	-0.055	0.461

数据来源：《中国统计年鉴》、各省区统计年鉴、各省区交通年鉴以及省区交通运输厅的官方网站、《新中国 60 年统计资料汇编》、《新中国农业 60 年统计资料汇编》和 CEIC 数据库。各变量样本区间为 1992-2010 年，通讯基础设施样本区间为 1998-2010 年，由于个别省市区的部分观测值数据缺失，各变量的观测个数不完全相等。

五、实证分析

本节利用中国省区面板数据，对基础设施的城乡收入分配效应以及基础设施缩小城乡收入差距的原因和机制进行实证分析。在进行回归分析之前，有必要对本文所采用的计量方法做简单的介绍。根据许海平和王岳龙（2010）等的研究，我国各省市城乡收入差距在空间分布上具有显著的自相关关系，而骆永民（2010）和张光南等（2013）也都研究发现，基础设施具有空间溢出效应。考虑到本文所考察的核心变量很可能受到空间相关性的影响，本文采用空间计量模型进行回归分析。空间相关性可能来源于所考察的经济变量系统，也可能来源于误差项的空间相关。因此，根据空间相关效应的来源不同，空间计量模型的设定可分为空间自回归模型（Spatial Autoregressive Model, SAR）和空间误差模型（Spatial Error Model, SEM）。参考以上文献做法，本文同时采用 SAR 和 SEM 两种模型进行实证分析，以克服潜在的空间相关性的影响，并进行最大似然估计。本文对空间权重矩阵的设定也参考了上述文献，把相邻省份的权重系数选取为 1，不相邻省份的权重系数选取为 0，^①并在具体计量估计中对权重矩阵进行了标准化处理。为便于比较，本文将两种模型下的回归结果对称报告于各表中。

（一）公路基础设施与城乡收入差距：基准回归

本节对基础设施影响城乡收入差距做基准回归分析。参照基础设施经济效应分析的经典文献，本文采用线性回归模型进行实证检验，^②基准回归模型如下：

$$D_{it} = \beta * Infra_{it} + \gamma * X_{it} + \mu_{it} \quad (12)$$

其中， D_{it} 为城乡收入差距， $Infra_{it}$ 为基础设施水平， X_{it} 为主要控制变量。 β 是基础设施对城乡收入差距的影响系数，根据前文分析，我们认为基础设施可以缩小城乡收入差距，因此，预期 $\beta < 0$ 。

表 2 报告了空间自回归模型（SAR）和空间误差模型（SEM）的回归结果。其中，SAR 和 SEM 回归模型均通过了空间相关性检验，说明忽略空间相关性的影响可能会造成估计结果出现一定程度的偏差。模型的拟合优度较高，反映本文模型比较合理。两种估计方法下的回归结果均显示，基础设施水平的提高有利于缩小城乡收入差距。其中，（1）和（4）栏对基础设施进行单变量回归；（2）和（5）栏中控制了可能会影响城乡收入差距的一些核心变量，包括金融规模和效率、全要素生产率和人均 GDP；（3）和（6）栏进一步控制了农业劳动生产率、FDI/GDP、进出口贸易占 GDP 比重、国有企业比重和公共教育支出水平等因素的影响。（1）-（6）栏的估计结果均显示，基础设施的回归系数显著为负，可以起到缩小城乡收入差距的作用。

在经济显著性上，我们也可以采用 SEM 模型回归结果对影响大小进行一个粗略的估算。^③在考察期间，全国基础设施水平（对数）从 1992 年的 7.04 提高到 2000 年的 7.32，又快速提高到 2010

^① 参照骆永民（2010），本文将广东和海南视为相邻省份。

^② Aschauer（1989）和 Canning（1998）均采用线性回归模型考察了基础设施的增长效应；Du 等（2013）也采用线性回归模型分析了基础设施在促进竞争、降低产品价格，从而降低实际利率方面的作用。

^③ 在经济显著性的计算上，SAR 模型除了需要考虑基础设施对本省区城乡收入差距的直接影响外，还需要考虑其对于其他省区的间接影响。

年的 8.37, 在 1992-2010 年间共提高了 1.33, 结合 (6) 栏的回归系数, 可以使城乡收入比缩小 0.12 (同期城乡收入比增大了 0.64), 可见基础设施改善城乡收入差距的作用在经济意义上也是显著的。特别是基础设施增长较快的 2000-2010 年, 基础设施水平 (对数) 提高了 1.05, 可以使城乡收入比缩小 0.09 (同期城乡收入比扩大了 0.44)。

表 2 基础设施与城乡收入差距的检验结果

解释变量: 城乡收入差距	空间自回归模型 (SAR)			空间误差模型 (SEM)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
公路密度 (对数)	-0.083*** (0.0156)	-0.097*** (0.0153)	-0.061*** (0.0152)	-0.081*** (0.0194)	-0.117*** (0.0181)	-0.090*** (0.0181)
贷款/GDP		0.387*** (0.0599)	0.249*** (0.0718)		0.370*** (0.0675)	0.112 (0.0783)
贷款/存款		-0.881*** (0.0843)	-0.822*** (0.0862)		-0.856*** (0.0966)	-0.635*** (0.1064)
全要素生产率 (对数)		0.572*** (0.0724)	0.401*** (0.0757)		0.434*** (0.0798)	0.421*** (0.0807)
人均GDP (对数)		-0.511*** (0.0362)	-0.387*** (0.0564)		-0.557*** (0.0459)	-0.461*** (0.0678)
农业劳动生产率 (对数)			-0.188*** (0.0293)			-0.215*** (0.0405)
FDI/GDP			-1.92*** (0.5285)			-1.876*** (0.6223)
进出口总额/GDP			-0.068 (0.0592)			0.072 (0.0696)
国有企业比重			0.187* (0.103)			0.416*** (0.124)
公共教育支出水平			0.037*** (0.0084)			0.037*** (0.011)
ρ	0.784*** (0.026)	0.643*** (0.0301)	0.563*** (0.0319)	/	/	/
λ	/	/	/	0.795*** (0.0258)	0.706*** (0.0321)	0.659*** (0.0404)
Moran's I	0.787***	0.699***	0.599***	0.655***	0.726***	0.729***
R ²	0.700	0.714	0.780	0.795	0.735	0.743
Adjusted-R ²	0.683	0.696	0.764	0.784	0.718	0.725
Log-likelihood	-386.81	-276.33	-232.93	-392.31	-310.88	-277.67
观测值数	584	577	472	584	577	472

注: ***、**、*分别代表在 0.01、0.05、0.1 的显著性水平下显著。Moran's I 为空间相关性检验结果。 ρ 和 λ 分别为空间自回归模型 (SAR) 和空间误差模型 (SEM) 的空间相关系数。R²、Adjusted-R² 和 Log-likelihood 反映模型的拟合优度。由于是非平衡面板数据, 回归分析中观测值数是进入回归的各变量的交集, 因此, 观测值数小于表 1 中部分变量观测值数。以下各表同。

此外, 各主要控制变量的符号也基本符合预期。其中, 金融规模扩大了城乡收入差距, 而金融效率的提高则缩小了城乡收入差距, 这与章奇等 (2004)、姚耀军 (2005) 和叶志强等 (2011) 的研究结论一致。全要素生产率对城乡收入差距的影响显著为正, 与许海平和王岳龙 (2010) 的研究发

现一致。人均 GDP 所代表的经济发展水平的提高倾向于缩小城乡收入差距，说明我国已经进入“库茨涅茨曲线”的右侧，与丁志国等（2011）的研究发现一致。农业劳动生产率的系数显著为负，表明农业劳动生产率的提高可以缩小城乡收入差距，符合我们的预期。在衡量对外开放程度的两个变量中，FDI/GDP 的回归系数显著为负，说明其可以起到缩小城乡收入差距的作用，原因可能在于更开放的市场环境有利于实现社会公平，也更有利于吸收农民工转移到边际产出较高的部门，从而缩小了城乡收入差距。不过，进出口总额/GDP 的回归系数并不显著，显示其对城乡收入差距没有显著影响。此外，国有企业比重和公共教育支出的影响系数显著为正，说明其不仅没有起到缩小城乡收入差距的作用，反而扩大了城乡收入差距。前者的原因可能在于，农业劳动力较难成为员工福利待遇较高的国有企业的编制内职工，因而较高的国有企业比重倾向于扩大城乡收入差距；后者的原因除了公共教育支出资源的城市化倾向外，还可能如韩其恒和李俊青（2011）所指出的，影响城乡收入差距的机制在于人力资本回报相对大小的长期动态调整过程，在目前情况下，只有反向实施农村倾向的公共教育支出政策，才能有效降低城乡收入差距。

（二） 通讯基础设施与城乡收入差距

以上我们采用公路密度指标，考察了基础设施在缩小城乡收入差距中的作用。本节采用另外一种具有代表性的基础设施——通讯类基础设施，考察其对城乡收入差距的影响。具体地，我们选用电话数目和公用电话数目与乡村从业人员数的比值进行回归分析。由于数据限制，本节考察的区间为 1998-2010 年。我们也控制了其他可能对城乡收入差距产生影响的变量。

表 3 的实证结果显示，两种估计方法下，电话和公共电话的系数均显著为负，表明通讯基础设施水平的提高可以有效地缩小城乡收入差距。我们认为，随着电话和公共电话数目的增多，尤其是农村电话的普及，农村转移劳动力可以较便利地与家乡取得联系，乡村就业人员也可以获得外出务工的相关信息，这样可以起到减小转移成本的作用，从而更易于劳动力的转移。我们的实证分析也表明，通讯基础设施通过这一渠道缩小城乡收入差距的作用显著的。

表 3 通讯设施与城乡收入差距的检验结果^①

解释变量： 城乡收入差距	空间自回归模型（SAR）		空间误差模型（SEM）	
	(1) 电话	(2) 公共电话	(3) 电话	(4) 公共电话
通讯基础设施（对数）	-0.032*** (0.0047)	-0.441*** (0.0645)	-0.047*** (0.0047)	-0.664*** (0.0734)
贷款/GDP	0.391*** (0.0886)	0.307*** (0.0856)	0.220** (0.092)	0.124 (0.0899)
贷款/存款	-1.188*** (0.1424)	-1.121*** (0.14)	-0.784*** (0.15)	-0.625*** (0.1475)
全要素生产率（对数）	0.451*** (0.088)	0.525*** (0.0886)	0.563*** (0.0905)	0.497*** (0.0913)
人均GDP（对数）	-0.216*** (0.0925)	-0.328*** (0.0882)	-0.315*** (0.0981)	-0.449*** (0.0963)
农业劳动生产率（对数）	-0.166*** (0.0417)	-0.142*** (0.0417)	-0.242*** (0.058)	-0.187*** (0.0603)
FDI/GDP	-5.075*** (0.8876)	-5.591*** (0.8886)	-2.877*** (0.9227)	-3.682*** (0.9173)

^① 单变量和多变量回归结果与全变量回归结果一致，限于篇幅，没有报告，感兴趣的读者请联系作者索取。

进出口总额/GDP	0.262*** (0.0988)	0.217** (0.0951)	0.461*** (0.0959)	0.482*** (0.0982)
国有企业比重	0.564*** (0.1534)	0.319** (0.14)	0.983*** (0.1678)	0.564*** (0.1559)
公共教育支出水平	0.030*** (0.0099)	0.044*** (0.0099)	0.072*** (0.0117)	0.072*** (0.0123)
ρ	0.519*** (0.0386)	0.581*** (0.0375)	/	/
λ	/	/	0.685*** (0.0432)	0.744*** (0.0374)
Moran's I	0.591***	0.700***	0.704***	0.834***
R ²	0.831	0.790	0.764	0.697
Adjusted-R ²	0.812	0.766	0.738	0.663
Log-likelihood	-147.46	-148.20	-162.13	-171.43
观测值数	396	396	396	396

注：同表 2。

（三）基础设施缩小城乡收入差距的直接原因

上两节回归结果表明，基础设施具有缩小城乡收入差距的作用，这一作用可能来自基础设施对城镇居民收入的影响，也可能来自对农村居民收入的影响。为对这一问题取得更深入的理解，我们在表 4 的回归分析中，将城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入作为因变量，在控制其他变量影响的情况下，对基础设施水平进行回归分析。基准回归模型为：

$$Income_{it} = \beta * Infra_{it} + \gamma * X_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

其中， $Income_{it}$ 为城乡居民收入水平， $Infra_{it}$ 为基础设施水平， X_{it} 为主要控制变量。根据前文分析，基础设施可能具有促进农业劳动力转移的作用，因此，我们预期，基础设施首先会带来农村居民人均收入的提高。此外，尽管转移劳动力会对非农部门资本有一定的稀释作用，但基础设施本身还可能带来生产效率上的改进，因此基础设施对城镇居民人均可支配收入的作用并不确定。在表 4 中，我们验证基础设施与农村居民人均纯收入以及城镇居民人均可支配收入的关系。^①

表 4 回归结果显示，两种估计方法下，基础设施水平的提高对农村居民人均纯收入均具有显著的正向影响，符合我们的预期。同时，基础设施也显著提高了城镇居民的人均收入水平，可能的解释是基础设施带来了更大程度的生产效率的改善（刘生龙和胡鞍钢，2010），抵消了劳动力转移带来的资本稀释效应。对比表 4 中基础设施对农村和城镇的回归系数可知，基础设施对农村居民收入水平的促进作用更大，因而可以起到缩小城乡收入差距的作用。

表 4 基础设施与居民人均收入检验结果

解释变量：	空间自回归模型（SAR）		空间误差模型（SEM）	
	(1) 农村	(2) 城镇	(3) 农村	(4) 城镇
居民人均收入（对数）	0.057*** (0.0055)	0.020*** (0.0046)	0.072*** (0.0057)	0.031*** (0.0045)

^① 限于篇幅，在表 4 及之后的计量检验中，仅报告公路基础设施的回归结果。通讯基础设施的回归结果与公路基础设施基本一致，感兴趣的读者请联系作者索取。

贷款/GDP	-0.032 (0.0234)	0.064*** (0.0215)	-0.018 (0.0234)	0.041** (0.0175)
贷款/存款	-0.008 (0.0276)	-0.292*** (0.0267)	0.003 (0.0303)	-0.093*** (0.023)
全要素生产率（对数）	-0.086*** (0.0245)	0.067*** (0.0231)	-0.049** (0.0239)	0.035* (0.0182)
人均GDP（对数）	0.454*** (0.0198)	0.266*** (0.0173)	0.458*** (0.0216)	0.241*** (0.0163)
农业劳动生产率（对数）	-0.004 (0.0094)	-0.075*** (0.0088)	0.055*** (0.0128)	0.019* (0.0103)
FDI/GDP	-0.540*** (0.1768)	-1.622*** (0.1584)	-0.450** (0.1816)	-1.248*** (0.1442)
进出口总额/GDP	0.130*** (0.0206)	0.117*** (0.0196)	0.072*** (0.0199)	0.181*** (0.0156)
国有企业比重	-0.168*** (0.0341)	-0.113*** (0.0309)	-0.324 (0.0369)	-0.246 (0.0287)
公共教育支出水平	-0.0002 (0.0029)	0.012*** (0.0027)	0.016*** (0.0031)	0.017*** (0.0028)
ρ	0.297*** (0.0254)	0.411*** (0.0224)	/	/
λ	/	/	0.606*** (0.0477)	0.899*** (0.0146)
Moran's I	0.556***	0.344***	0.472***	0.918***
R^2	0.969	0.971	0.967	0.831
Adjusted- R^2	0.967	0.969	0.965	0.819
Log-likelihood	442.79	490.08	441.26	535.89
观测值数	472	472	472	472

注：同表 2。

（四）基础设施缩小城乡收入差距的机制

以上分析表明，基础设施具有缩小城乡收入差距的作用。接下来我们进一步讨论基础设施缩小城乡收入差距的背后机制。根据前文分析，我们认为，基础设施能够通过促进劳动力转移，提高农业部门边际劳动生产率和农村居民收入的渠道缩小城乡收入差距。图 2 也显示，基础设施与劳动力转移之间的确存在同向变动关系。不过，验证两者的关系需要更严格的计量分析。本节将分别通过检验基础设施对劳动力转移程度的影响和劳动力转移程度对农村居民收入的影响来说明这一机制。

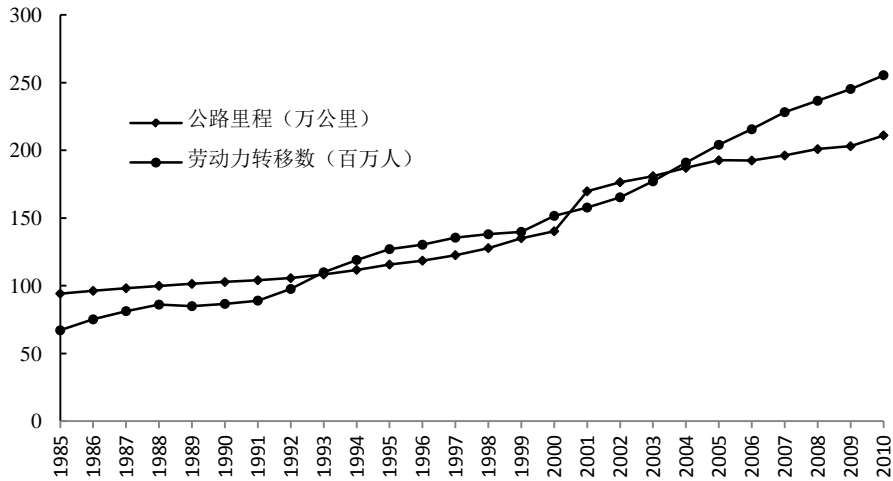


图 2 基础设施与劳动力转移量变动趋势 (1985-2010)

注：公路里程数据剔除了村道里程；劳动力转移数据用乡村从业人员减乡村第一产业从业人员进行估计。

在模型 (3) 中，我们采用劳动力转移率对基础设施水平进行回归分析：

$$LR_{it} = \beta * Infra_{it} + \gamma * X_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

其中， LR_{it} 为劳动力转移率， $Infra_{it}$ 为基础设施水平， X_{it} 为主要控制变量。考虑到劳动力转移率的影响因素与城乡收入水平及差距存在的差异，本节回归中对控制变量的选择与表 2-表 4 略有不同，除了不同的控制变量组合外，还特别增加了城镇失业率和资本回报率变量，两者均有可能通过影响城镇部分劳动力需求而影响劳动力转移率。^① 表 5 的回归结果显示，基础设施规模的系数显著为正，从而验证了我们的猜想：基础设施有利于促进农业劳动力转移。在经济显著性上，我们同样简单采用 SEM 模型回归结果对基础设施的直接影响进行粗略估算。在考察期间，1992 年至 2010 年，基础设施水平（对数）提高了 1.33，结合 (6) 栏的估计系数，使农业劳动力转移率提高了 5.99 个百分点，而这段期间劳动力转移率总共提高了 25.69 个百分点，基础设施的贡献率达 23.32%。

表 5 基础设施与劳动力转移的检验结果

解释变量： 劳动力转移率	空间自回归模型 (SAR)			空间误差模型 (SEM)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
公路密度 (对数)	0.042*** (0.0034)	0.037*** (0.0036)	0.038*** (0.0038)	0.047*** (0.0035)	0.042*** (0.0036)	0.045*** (0.0038)
人均GDP (对数)	0.122*** (0.0096)	0.126*** (0.0107)	0.129*** (0.011)	0.141*** (0.0102)	0.127*** (0.0118)	0.131*** (0.0121)
全要素生产率 (对数)	-0.133*** (0.0128)	-0.128*** (0.0138)	-0.119*** (0.0151)	-0.122*** (0.0132)	-0.111*** (0.0138)	-0.103*** (0.0149)
农业劳动生产率 (对数)	-0.006 (0.0055)	-0.004 (0.0055)	-0.005 (0.0056)	-0.003 (0.0066)	0.001 (0.0066)	0.001 (0.0066)
FDI/GDP	-0.515*** (0.0949)	-0.63*** (0.0975)	-0.641*** (0.0987)	-0.382*** (0.1005)	-0.436*** (0.1029)	-0.448*** (0.1035)

^① 不过由于本文认为影响劳动力转移的变量会间接影响城乡收入水平及差距，因此，在回归变量的选择上仍大体一致。表 5 回归结果显示，采用不同的控制变量对基础设施的回归结果基本一致，且系数大小稳定。

进出口总额/GDP	0.066*** (0.0108)	0.051*** (0.0109)	0.046*** (0.0116)	0.059*** (0.0109)	0.044*** (0.0111)	0.04*** (0.0116)
国有企业比重	-0.101*** (0.0173)	-0.152*** (0.0204)	-0.15*** (0.0205)	-0.125*** (0.0189)	-0.181*** (0.0216)	-0.178*** (0.0216)
贷款/GDP		0.074*** (0.0134)	0.072*** (0.0138)		0.08*** (0.0137)	0.075*** (0.014)
贷款/存款		-0.076*** (0.0154)	-0.073*** (0.0156)		-0.074*** (0.0171)	-0.068*** (0.0174)
公共教育支出水平		-0.007*** (0.0016)	-0.007*** (0.0016)		-0.004** (0.0018)	-0.004** (0.0018)
城镇失业率			-0.005* (0.0027)			-0.005* (0.0028)
资本回报率			-0.042 (0.0534)			-0.056 (0.0555)
ρ	0.327*** (0.0382)	0.315*** (0.0383)	0.311*** (0.0384)	/	/	/
λ	/	/	/	0.455*** (0.0557)	0.437*** (0.0606)	0.433*** (0.0605)
Moran's I	0.242***	0.218***	0.216***	0.217***	0.182***	0.194***
R ²	0.930	0.936	0.936	0.940	0.947	0.947
Adjusted-R ²	0.925	0.931	0.932	0.936	0.943	0.943
Log-likelihood	749.60	772.95	774.66	747.31	766.38	768.40
观测值数	564	472	460	564	472	460

注：同表 2。

接下来我们进一步分析劳动力转移与农村居民收入的关系。为此，我们用农村居民人均纯收入对劳动力转移率进行回归分析。基准回归模型为：

$$Income_{it} = \beta * LR_{it} + \gamma * X_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

其中， $Income_{it}$ 为农村居民人均纯收入， LR_{it} 为劳动力转移率， X_{it} 为主要控制变量。表 6 的估计结果清晰表明，劳动力转移能够有效地提高农村居民人均纯收入，从而可以起到缩小城乡收入差距的作用。

综合表 4-表 6 可见，基础设施首先有利于促进农业劳动力的转移，而劳动力转移又带来了农村居民人均纯收入的显著提高，因此，基础设施具有提高农村居民人均纯收入的作用。从而证明了基础设施通过促进农业劳动力转移而提高农村居民收入，进而缩小城乡收入差距的渠道。

表 6 劳动力转移与农村居民人均纯收入的检验结果

解释变量：	空间自回归模型（SAR）			空间误差模型（SEM）		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农村居民收入						
劳动力转移率	1.494*** (0.0622)	0.863*** (0.0505)	0.722*** (0.0576)	1.807*** (0.0778)	1.040*** (0.0594)	0.913*** (0.063)
贷款/GDP		-0.064*** (0.0183)	-0.075*** (0.0233)		-0.078*** (0.0196)	-0.052** (0.023)
贷款/存款		0.015	0.044		-0.013	0.043

		(0.0256)	(0.0272)		(0.0284)	(0.0292)
全要素生产率		-0.022	0.008		0.032	0.055**
(对数)		(0.0239)	(0.0245)		(0.0253)	(0.0244)
人均GDP		0.389***	0.344***		0.441***	0.331***
(对数)		(0.0148)	(0.019)		(0.0161)	(0.02)
农业劳动生产率			0.002			0.075***
(对数)			(0.009)			(0.0119)
FDI/GDP			-0.162			-0.034
			(0.1749)			(0.1774)
进出口总额/GDP			0.119***			0.054***
			(0.0199)			(0.0194)
国有企业比重			-0.051			-0.18***
			(0.035)			(0.0367)
公共教育支出水平			0.002			0.016***
			(0.0028)			(0.003)
ρ	0.617***	0.281***	0.317***	/	/	/
	(0.022)	(0.0216)	(0.0232)	/	/	/
λ	/	/	/	0.803***	0.545***	0.650***
	/	/	/	(0.024)	(0.0485)	(0.0418)
Moran's I	0.585***	0.577***	0.594***	0.836***	0.385***	0.476***
R ²	0.938	0.970	0.968	0.788	0.966	0.967
Adjusted-R ²	0.934	0.968	0.966	0.776	0.964	0.964
Log-likelihood	148.83	439.20	462.98	110.73	423.23	461.23
观测值数	584	577	472	584	577	472

注：同表 2。

（五）稳健性分析

在稳健性分析中，我们主要考虑样本区间变动是否会对估计结果产生影响，而进行时间上的子样本稳健性检验。第一个子样本为 1998-2010 年，主要是考虑国企改革可能会对收入结构产生影响。第二个子样本设定为 2001-2010 年。主要的考虑是 2001 年后，公路里程统计口径发生了变化，加入了部分等外公路，然而由于数据限制，调整这一偏差需要做大量的估计，在此我们准备调整这一偏差，而进行样本区间的稳健性检验。表 7 报告了稳健性检验结果。从表 7 的估计结果来看，在时间子样本回归中，基础设施与城乡收入差距的关系仍然显著为负，即基础设施具有缩小城乡收入差距的作用，显示本文结论具有稳健性。^①

表 7 基础设施与城乡收入差距子样本检验结果

解释变量：	空间自回归模型（SAR）		空间误差模型（SEM）	
	1998-2010	2001-2010	1998-2010	2001-2010
城乡收入差距				
公路密度（对数）	-0.152***	-0.169***	-0.270***	-0.261***
	(0.0331)	(0.0396)	(0.0385)	(0.0377)
贷款/GDP	0.426***	0.298***	0.288***	0.326**

^① 此外，参照一些文献做法，我们也做了剔除北京、上海、天津等直辖市以及西藏地区的空间稳健性检验，结果均显示本文结论稳健。限于篇幅，此处没有报告，感兴趣的读者请联系作者索取。

	(0.098)	(0.1133)	(0.1126)	(0.1296)
贷款/存款	-1.215***	-0.71***	-0.883***	-0.674***
	(0.1507)	(0.2086)	(0.1844)	(0.2425)
全要素生产率	0.513***	0.368***	0.568***	0.429***
(对数)	(0.0939)	(0.1087)	(0.1027)	(0.1169)
人均GDP	-0.377***	-0.308***	-0.460***	-0.337***
(对数)	(0.092)	(0.11)	(0.1043)	(0.1167)
农业劳动生产率	-0.246***	-0.357***	-0.320***	-0.460***
(对数)	(0.0454)	(0.055)	(0.0629)	(0.0564)
FDI/GDP	-4.974***	-7.211***	-4.457***	-7.896***
	(0.924)	(1.1975)	(1.0441)	(1.3146)
进出口总额/GDP	-0.091	-0.125	0.116	-0.153
	(0.0893)	(0.0981)	(0.1242)	(0.1151)
国有企业比重	-0.263	-0.253	-0.075	-0.312
	(0.1622)	(0.1829)	(0.1891)	(0.2147)
公共教育支出水平	0.018*	0.026**	0.024*	0.029**
	(0.0107)	(0.0122)	(0.0128)	(0.0132)
ρ	0.452***	0.302***	/	/
	(0.0455)	(0.0601)	/	/
λ	/	/	0.557***	0.161
	/	/	(0.0749)	(0.1091)
Moran's I	0.554***	0.571***	0.802***	0.555***
R^2	0.856	0.893	0.792	0.893
Adjusted- R^2	0.840	0.877	0.769	0.877
Log-likelihood	-159.48	-113.72	-185.08	-124.19
观测值数	396	306	396	306

注：同表 2。

此外，我们也考虑采用基础设施的其他替代指标，进行稳健性检验。表 8 报告了采用固定资产投资^①作为基础设施替代变量的稳健性检验结果。结果显示，固定资产投资的回归系数显著为负，说明具有缩小城乡收入差距的作用，显示本文结论稳健。^②

表 8 固定资产投资与城乡收入差距检验结果

解释变量：	空间自回归模型 (SAR)			空间误差模型 (SEM)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城乡收入差距						
固定资产投资	-0.140***	-0.083***	-0.082***	-0.147***	-0.176***	-0.163***
(对数)	(0.0131)	(0.0134)	(0.0152)	(0.0144)	(0.0185)	(0.0187)
贷款/GDP		0.355***	0.322***		0.407***	0.276***
		(0.0595)	(0.0742)		(0.0642)	(0.0786)
贷款/存款		-0.789***	-0.832***		-0.788***	-0.675***

^① 为消除价格变化可能造成的影响，本文对固定资产投资数据利用各省区以 2000 年为基期的生产者物价指数 (PPI) 进行了调整；然后与公路密度指标类似，用经过价格调整后的各省区固定资产投资与省区面积的比值作为基础设施水平的替代指标。

^② 考虑到从投资到对经济主体产生作用可能会有一定时间的滞后，我们还做了固定资产投资滞后一期的回归分析，结果依然稳健。

		(0.0822)	(0.0851)		(0.0903)	(0.1015)
全要素生产率		0.567***	0.410***		0.456***	0.451***
(对数)		(0.0726)	(0.075)		(0.0764)	(0.0775)
人均GDP		-0.39***	-0.248***		-0.279***	-0.200***
(对数)		(0.0418)	(0.0593)		(0.0515)	(0.0682)
农业劳动生产率			-0.222***			-0.274***
(对数)			(0.0288)			(0.0369)
FDI/GDP			-2.066***			-1.812***
			(0.5255)			(0.5997)
进出口总额/GDP			-0.092			0.053
			(0.0585)			(0.0663)
国有企业比重			0.003			0.149
			(0.1118)			(0.1229)
公共教育支出水			0.029***			0.018*
平			(0.0086)			(0.0109)
ρ	0.036***	0.635***	0.536***	/	/	/
	(0.004)	(0.0308)	(0.0331)	/	/	/
λ	/	/	/	0.023***	0.708***	0.663***
	/	/	/	(0.0032)	(0.0314)	(0.0401)
Moran's I	0.836***	0.692***	0.578***	0.807***	0.711***	0.749***
R ²	0.677	0.731	0.793	0.700	0.768	0.743
Adjusted-R ²	0.659	0.714	0.778	0.683	0.753	0.725
Log-likelihood	-518.54	-277.00	-226.70	-529.57	-289.84	-253.94
观测值数	589	578	472	589	578	472

注：同表 2。

通过以上计量检验，进一步揭示了基础设施、劳动力转移和城乡收入差距之间的内在联系，对政府主导的二元经济增长模式中劳动力转移及其收入效应也有了内在一致的解释。基础设施建设具有减少流动障碍、降低转移成本、便利劳动力流动的作用，从而能够有效促进农业劳动力转移，并显著提高转移劳动力和农村居民的实际收入水平，缩小城乡收入差距。同时，基础设施在促进劳动力转移的进程中也提高了城镇居民收入，其背后机制可能是对非农部门生产效率的外部性作用（刘生龙和胡鞍钢，2010）。因此，从居民收入的角度上讲，基础设施投资实际上实现了全民福利改进。

六、简要结论

本文引入带有基础设施的二元经济模型框架，并利用中国 1992-2010 年省区面板数据，检验了基础设施促进农业劳动力转移，进而缩小城乡收入差距的作用。本文首先发现，交通和通讯基础设施均可以带来显著的收入分配改善效果，即具有缩小城乡收入差距的作用。进一步分析表明，基础设施可以显著提高农村居民收入，对城镇居民收入也有显著的正向影响，是一种帕累托改进，且总体上可以缩小城乡收入差距。本文还对基础设施缩小城乡收入差距的影响机制做了进一步分析，发现基础设施能够有效促进农业劳动力向非农部门转移，从而提高农业部门边际劳动生产率和农村居民收入，进而缩小城乡收入差距。在现有文献中，有关基础设施与收入分配关系的研究还比较欠缺，我们通过系统考察基础设施的城乡收入分配效应，丰富了这一领域的文献，对以基础设施为代表的政府生产性支出在发展中经济结构演变过程中的作用也有了新的期待。

现实经济中，在依然存在大量农业剩余劳动力需要转移的情况下，中国却已经出现了城乡收入

差距扩大、而劳动力转移势头减缓的迹象，这引发了学界和业界对“转型红利”能否继续奏效的焦虑。鉴于可转移农业劳动力数量仍然庞大，我们认为潜在的“转型红利”仍将长期持续地发挥巨大的增长效应，居民收入普遍提高而顺利走过中等收入陷阱的前景也不必悲观。根据本文的实证结果，基础设施建设是促进农业劳动力转移的有力措施，也是工业化、城市化至关重要的物质基础。

另一方面，尽管我国基础设施规模近年来有快速增长的势头，但从国际比较来看，基础设施水平依然偏低（徐建国和张勋，2013）。由于基础设施可以起到促进农业劳动力转移和降低城乡收入差距等作用，而我国目前基础设施水平尚显不足，因而建议政府择机加强基础设施建设，尤其是在宏观经济不景气时，加大能够提高经济效率和有效促进农业劳动力转移的基础设施投资。从短期来看，作为政府扩张性财政政策的一种手段，在目前经济增速放缓的情况下，基础设施投资可以拉动国内需求，防止经济过度下滑；从中长期来看，基础设施规模的扩大可以提高经济运行效率，促进农业劳动力转移，缩小城乡收入差距，为顺利实现经济转型创造有利的条件，也为我国城市化和现代化打好基础。当然，在具体实施过程中，也要注重优化政府主导的基础设施投资的方向和结构，适当鼓励一部分民营资本进入，以进一步发挥基础设施在改进生产效率和改善居民收入分配方面的作用。

参考文献

- (1) 白重恩和钱震杰，2009，《我国资本收入份额影响因素及变化原因分析——基于省际面板数据的研究》，《清华大学学报（哲学社会科学版）》第4期137-147页。
- (2) 程永宏，2007，《改革以来全国总体基尼系数的演变及其城乡分解》，《中国社会科学》第4期45-60页。
- (3) 丁守海，2006，《农民工工资与农村劳动力转移：一项实证分析》，《中国农村经济》第4期56-62页。
- (4) 丁志国、赵晶、赵宣凯和吕长征，2011，《我国城乡收入差距的库兹涅茨效应识别与农村金融政策应对路径选择》，《金融研究》第7期142-151页。
- (5) 韩其恒和李俊青，2011，《二元经济下的中国城乡收入差距的动态演化研究》，《金融研究》第8期15-30页。
- (6) 胡志军、刘宗明和龚志民，2011，《中国总体收入基尼系数的估计：1985-2008》，《经济学（季刊）》第10卷第4期1423-1436页。
- (7) 李宏彬和李蕾，2011，《减轻农民工转移成本，推行福利均等化政策》，《中国社会科学报》8月23日第014版。
- (8) 李实，2003，《中国个人收入分配研究回顾与展望》，《经济学（季刊）》第2卷第2期379-404页。
- (9) 李实和赵人伟，1999，《中国居民收入分配再研究》，《经济研究》第4期3-17页。
- (10) 刘伦武，2006，《农业基础设施发展与农村经济增长的动态关系》，《财经科学》第10期91-98页。
- (11) 刘冲、周黎安和徐立新，2013，《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》，《经济研究》增1期53-64页。
- (12) 刘生龙、王亚华和胡鞍钢，2009，《西部大开发成效与中国区域经济收敛》，《经济研究》第9期94-105页。
- (13) 刘生龙和胡鞍钢，2010，《基础设施的外部性在中国的检验：1988-2007》，《经济研究》第3期4-15页。
- (14) 刘生龙和周绍杰，2011，《基础设施的可获得性与中国农村居民收入增长——基于静态和动态非平衡面板的回归结果》，《中国农村经济》第1期27-36页。
- (15) 卢锋，2012，《中国农民工工资走势：1979-2010》，《中国社会科学》第7期47-67页。
- (16) 陆铭和陈钊，2004，《城市化，城市倾向的经济政策与城乡收入差距》，《经济研究》第6期50-58页。
- (17) 骆永民，2010，《中国城乡基础设施差距的经济效应分析——基于空间面板计量模型》，《中国农村经济》第3期60-72页。
- (18) 鲁晓东和连玉君，2012，《中国工业企业全要素生产率估计：1999-2007》，《经济学（季刊）》第11卷第2期541-558页。
- (19) 王春光，2006，《农村流动人口的“半城市化”问题研究》，《社会学研究》第5期107-122页。

- (20) 魏后凯, 1998,《面向 21 世纪的中国城市化战略》,《管理世界》第 1 期 191-196 页。
- (21) 许海平和王岳龙, 2010,《我国城乡收入差距与全要素生产率: 基于省域数据的空间计量分析》,《金融研究》第 10 期 54-67 页。
- (22) 徐建国和张勋, 2013,《中国政府债务的状况、投向以及风险分析》,《南方经济》第 1 期 14-34 页。
- (23) 许秀川和王钊, 2008,《城市化, 工业化与城乡收入差距互动关系的实证研究》,《农业经济问题》第 12 期 65-71 页。
- (24) 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》第 2 期 2-8 页。
- (25) 叶志强、陈习定和张顺明, 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》第 2 期 42-56 页。
- (26) 张光南、李小瑛和陈广汉, 2010,《中国基础设施的就业、产出和投资效应——基于 1998-2006 年省际工业企业面板数据研究》,《管理世界》第 4 期 5-13 页。
- (27) 张光南和宋冉, 2013,《中国交通对“中国制造”的要素投入影响研究》,《经济研究》第 7 期 63-75 页。
- (28) 张光南、洪国志和陈广汉, 2013,《基础设施、空间溢出与制造业成本效应》,《经济学季刊》第 13 卷第 1 期 285-304 页。
- (29) 张培刚, 1984,《农业与工业化》, 武汉: 华中工学院出版社。
- (30) 章奇、刘明兴和陶然, 2004,《中国金融发展与城乡收入差距》,《中国金融学》第 1 期 49-59 页。
- (31) 张勋、刘晓光和樊纲, 2014,《农业劳动力转移与农户储蓄率上升》,《经济研究》, 第 4 期, 第 130-142 页。
- (32) Alesina, A. and D. Rodrik, 1994, “Distributive Politics and Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.109, pp. 465-490.
- (33) Arellano, M. and O. Bover, 1995, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models”, *Journal of Econometrics*, Vol.68, No.1, pp. 29-51.
- (34) Aschauer, David Alan, 1989, “Is public expenditure productive?”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.23, No.2, pp. 177-200.
- (35) Barro, R., 1990, “Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth”, *Journal of Political Economy*, Vol.98, pp. 103-125.
- (36) Bentolila, S. and G. Saint-Paul, 2003, “Explaining Movements in the Labor Share”, *Contribution to Macroeconomics*, Vol.3, No.1, Article 9.
- (37) Calderon, A. and L. Servén, 2004, “The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution”, *World Bank Working Paper*, No. 3400.
- (38) Canning, David, 1998, “A Database of World Infrastructure Stocks, 1950-95”, *The World Bank*.
- (39) Cao, H. and J. Birchenall, 2012, “Agricultural Productivity, Structural Change, and Economic Growth in Post-Reform China”, *Working Paper*.
- (40) Chandra, V. and M. Khan, 1993, “Foreign Investment in the Presence of Informal Sector”, *Economica*, Vol.60, No.237, pp. 79-103.
- (41) Chen, J., D. Dai, M. Pu, W. Hou and Q. Feng, 2010, “The trend of the Gini coefficient of China”, *Brooks World Poverty Institute Working Paper*, No109.
- (42) Du, Q., Wei, S. J., and Xie, P., 2013, “Roads and the Real Exchange Rate”, *NBER Working Paper* (No. w19291).
- (43) Easterly, W. and S. Rebelo, 1993, “Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.32, No.3, pp. 417-458.
- (44) Fan, S., D. Nyange and N. Rao, 2005, “Public Investment and Poverty Reduction in Tanzania”, *International Food Policy Research Institute*.
- (45) Fan, S. and X. Zhang, 2004, “Infrastructure and Regional Economic Development in Rural China”, *China Economic Review*, Vol.15, No.2, pp. 203-214.

- (46) Gibson, J. and S. Rozelle, 2003, "Poverty and Access to Roads in Papua New Guinea", *Economic Development and Cultural Change*, Vol.52, No.1, pp. 159-185.
- (47) Gramlich, E., 1994, "Infrastructure Investment: A Review Essay", *Journal of Economic Literature*, Vol.32, pp. 1176-1196.
- (48) Gupta, M. R., 1997, "Foreign Capital and the Informal Sector: Comments on Chandra and Khan", *Economica*, Vol.64, No. 254, pp. 353-363.
- (49) Harris, J. R. and M. P. Todaro, 1970, "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis", *American Economic Review*, Vol.60, No.1, pp. 126-142.
- (50) Huang, P. and F. N. Pieke, 2003, "China Migration Country Study," Paper presented at the Conference on Migration, Development and Pro-Poor Policy Choices in Asia, Dhaka, June 22-24.
- (51) Hulten, R., E. Bennathan and S. Srinivasan, 2006, "Infrastructure, Externalities, and Economic Development: A Study of the Indian Manufacturing Industry", *World Bank Economic Review*, Vol.20, No.2, pp. 291-308.
- (52) Ilahi, N. and F. Grimard, 2000, "Public Infrastructure and Private Costs: Water Supply and Time Allocation of Women in Rural Pakistan", *Economic Development and Cultural Change*, Vol.49, No.1, pp. 45-75.
- (53) Kanbur, R. and X. Zhang, 1999, "Which Regional Inequality? The Evolution of Rural-urban and Inland-coastal Inequality in China from 1983 to 1995". *Journal of Comparative Economics*, Vol.27, No.4, pp. 686-701.
- (54) Kanbur, R. and X. Zhang, 2005, "Fifty Years of Regional Inequality in China: a Journey through Central Planning, Reform, and Openness", *Review of Development Economics*, Vol.9, No.1, pp. 87-106.
- (55) Lewis, W. Arthur, 1954, "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour", *Manchester School*, Vol.22, pp. 139-191.
- (56) Lewis, W. Arthur, 1979, "The Dual Economy Revisited," *Manchester School*, Vol.47, pp. 211-229.
- (57) Moccero, D., 2008, "Improving the Business and Investment Climate in Indonesia", *OECD Working Paper*, No. 638.
- (58) Morrison, J. and A. Schwartz, 1996, "Public Infrastructure, Private Input Demand, and Economic Performance in New England Manufacturing", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.14, No.1, pp. 91-101.
- (59) Park, A., and K. Seht, "Tests of Financial Intermediation and Banking Reform in China", *Journal of Comparative Economics*, Vol.29, No.4, pp. 608-644.
- (60) Song Z., K. Storesletten and F. Zilibotti, "Growing Like China", *American Economic Review*, 2011, Vol.101, No.1, pp. 196-233.
- (61) Wei, S. and T. Wang, 1997, "The Siamese Twins: Do State-owned Banks Favor State-owned Enterprises in China?", *China Economic Review*, Vol.8, No.1, pp. 19-29.
- (62) Yang, T., 1999, "Urban-biased Policies and Rising Income Inequality in China", *American Economic Review*, Vol.89, No.2, pp. 306-310.
- (63) Yao, S. and L. Zhu, 1998, "Understanding Income Inequality in China: a Multi-angle Perspective", *Economics of Planning*, Vol.31, No.2-3, pp. 133-150.
- (64) Young, A., 2003, "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period", *Journal of Political Economy*, Vol.111, No.1, pp. 1220-1261.

The Effect of Infrastructure on Urban-rural Income Gap:

A Perspective of Labor Migration

Abstract: Through theoretical and empirical analysis, we attempt to examine the relationship among infrastructure, rural labor migration and urban-rural income gap. We find that both transportation and communication infrastructure can increase rural and urban personal income while the urban effect is less significant, so that it can narrow urban-rural income gap as well. Further analysis shows that the mechanism of such income gap-narrowing is that infrastructure can facilitate rural-urban labor migration, which increases agricultural sector's marginal labor productivity and rural personal income.

Keywords: Infrastructure; Rural-urban Labor Migration; Urban-rural Income Gap

JEL: D31, H54, J61