

# 城市基础设施水平如何影响居民工资收入： 溢价还是折价

郑丹 Tatsuaki Kuroda\*

**摘要：**已有文献多从宏观视角上考察基础设施的经济增长效应，文章则从微观视角出发，探讨城市基础设施影响居民收入的微观机制并对其进行实证检验。文章将“中国家庭收入调查（CHIP）”数据与城市特征数据相结合，将城市土地出让收入变动作为城市基础设施的工具变量，通过2SLS方法估计了基础设施水平对居民工资收入的影响。结果表明：基础设施水平对城市居民工资收入具有溢价作用。城市居民名义工资在基础设施水平高的城市更高。基础设施水平对工资收入的溢价作用受居民教育异质性的影响，居民教育水平越高，基础设施水平的溢价作用越大。

**关键词：**城市基础设施 工资收入 教育异质性 2SLS

**JEL 分类号：**C21, J31, J38 **中图分类号：**F404.2

**文献标识码：**A **文章编号：**1000-6249(2017)01-066-20

## 一、引言

改革开放以来，中国城市基础设施投资水平不断扩大，建设规模显著提高。良好的基础设施吸引了更多的外来劳动力，拉动了对城市住房的需求，由此导致城市房价高涨。如果劳动力所面临的高房价由企业所负担，那么劳动力得到相应的货币补偿，基础设施对名义工资具有正向的溢价作用。反之，如果劳动力对城市基础设施具有较高的偏好，宁愿放弃一部分货币形式的工资，那么基础设施对名义工资就具有负向的折价作用。

在当前我国城镇化进程不断加快的背景下，考察基础设施对工资的影响具有重要意义。如果基础设施具有工资溢价作用，这意味着劳动力一方面能享受大城市的良好基础设施，另一方

---

\* 郑丹（通讯作者），中国科学院大学经济与管理学院，E-mail: zhengdan@ucas.ac.cn，通讯地址：北京市海淀区中关村东路80号青年公寓7号楼223，邮编：100090；Tatsuaki Kuroda，名古屋大学环境学研究科，E-mail: tkuroda@cc.nagoya-u.ac.jp，通讯地址：日本名古屋市千種区不老町，邮编：464-8601。

基金项目：本研究得到教育部留学回国人员科研启动基金资助项目“基础设施在城市发展中的作用”、国家自然科学基金项目“环境规制政策对产业空间分布的影响研究：基于环境便利性的视角（批准号：71503241）”和中国科学院大学青年教师启动基金的资助。感谢匿名审稿人的意见，作者文责自负。

面还能从企业处获得高额生活成本的补偿,劳动力向大城市集聚是劳动力市场均衡的必然结果。政府人为设定流动壁垒,限制人口流动和控制城市规模的政策往往难以取得预期的效果。相反地,如果基础设施具有工资折价作用,这意味着基础设施在吸引劳动力方面起到了积极作用,此时,改善城市基础设施水平,将有助于缓解劳动力向大城市过度集聚。

尽管现有文献从宏观视角上对基础设施的经济增长效应展开了详尽的研究(如蒋冠宏、蒋殿春,2012;张学良,2012),但还鲜有研究从微观视角出发,探讨基础设施影响城市居民收入的微观机制。本文将2002年和2007年“中国家庭收入调查(CHIP)”的微观个人数据与个人所在地级市的城市特征数据相结合,将城市土地出让收入变动作为城市基础设施的工具变量,通过2SLS方法估计了基础设施水平对居民工资收入的影响。本文的研究有助于深刻理解基础设施在城市化进程和城市发展中的作用。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分为相关文献综述,指出了现有文献中存在的不足和局限以及本文的改进和创新;第三部分为理论模型框架,分别考察了劳动力同质和异质情况下,基础设施水平对居民工资水平的影响机制;第四部分为计量模型与数据;第五部分为实证结果分析;第六部分为全文总结,同时提出了一些政策建议和本文的不足之处。

## 二、文献综述

基础设施对工资收入影响的理论研究主要是基于Rosen(1974)的特征价格模型(Hedonic price model, HPM)。Rosen(1974)以消费者效用最大化和生产者利润最大化为目标,从理论上分析了差异化产品的市场短期均衡和长期均衡。在HPM框架下,Roback(1982)构建了一个一般均衡模型,揭示了在企业 and 居民自由迁移的情况下,城市宜居性对工资和地价的影响机制。Roback(1982)重点强调了城市宜居性对居民效用和企业利润的双重影响。企业和居民都会被宜居性所吸引,由此增加了宜居城市的土地需求,在土地供给不变的情况下,宜居城市的地价必然上涨。而城市宜居性对工资的影响则不能确定,一方面企业集聚会增加劳动力市场上的需求,另一方面居民集聚会增加劳动力市场上的供给。宜居性到底是促进工资上涨(溢价效应)还是造成工资下降(折价效应)取决于劳动力市场上供求的相对变动。

后续实证研究对Roback模型进行了扩展,对城市宜居性的度量也从简单的自然宜居条件开始向多类别的城市基础设施拓展。早期实证文献大都以美国为研究对象,Blomquist et al.(1988)将集聚效应引入Roback模型中,利用1980年美国254个郡县的人口和住房普查数据,实证检验了自然宜居性(包括气温、日照等7个指标)和城市基础设施(包括教育、犯罪率、垃圾处理等8个指标)对居民工资的影响。研究表明,各种基础设施对工资的影响存在差异。比如,居民工资随地区教育基础设施的改善而降低而随地区环境基础设施的改善而提高。Beeson(1991)将劳动力异质性引入Roback模型,考察了城市基础设施对教育回报率的影响,证实了基础设施对工资的影响随劳动力异质性发生改变。医疗和娱乐等基础设施对教育回报率具有正向溢价作用,而教育基础设施对教育回报率的影响为负。后期实证文献中,学者们

采用了面板数据集 (Dalenberg and Partridge, 1997) 和改进的估计技术 (Gabriel and Rosenthal, 1999), 还有学者将 Roback 模型应用于欧洲国家 (Berger et al., 2008; Di Addario and Patacchini, 2008; Dimou, 2012)。总体上看, 不同国家的实证检验大都证实了城市基础设施对居民工资收入具有显著的影响。

与国外丰富的研究成果相比, 国内基础设施影响工资收入的研究相对较少。直到近期, 踪家峰、李宁 (2015) 利用中国 35 个大城市 2003 – 2012 年的宏观数据, 将城市基础设施水平作为反映城市宜居性的指标, 实证检验了城市基础设施对住房价格和工资水平的影响。他们的研究发现, 城市基础设施水平与住房价格正相关, 与房价调整工资负相关。但该项研究仍存在一定的局限性。第一, 该研究采用了城市尺度的宏观数据, 缺乏对个体差异的控制。而传统的工资收入研究中, 劳动力个人特征 (如教育水平) 对其工资收入具有重要决定作用; 第二, 该研究的城市人口工资数据来自历年《中国城市统计年鉴》, 其中公布的人口数据只包括城市户籍人口, 并未包括外来非户籍人口。而 Roback 模型的经典假设是劳动力在城市间自由流动, 正是劳动力的流动才带来城市劳动力市场上供求的变化。考虑到中国的实际情况, 城市劳动力供给增加主要是有外来流动人口推动的, 将流动人口排除在外而统计的城市工资水平应该并不准确。最后, 该研究采用了劳动力同质的假设, 认为城市中劳动力对城市基础设施的偏好相同。而现有文献中研究均发现, 劳动力异质性与基础设施的工资效应之间存在显著的交互影响 (Beeson, 1991; Di Addario and Patacchini, 2008)。

综上所述, 经过三十余年的发展, Roback 模型的理论机制在发达国家中得到了广泛检验, 但仍然缺乏来自中国这样的发展中国家的证据支持。针对以往研究存在的局限, 本文尝试做出以下改进和创新: 第一, 在数据选取上, 本文实证估计中采用的数据样本既包括微观尺度的个人数据又包括宏观尺度的地市数据。微观数据来自 2002 年和 2007 年“中国家庭收入调查 (CHIP)”, 同时涵盖了城市户籍人口与城市农民工, 能够更好地体现劳动力在城市之间的流动状况。第二, 在劳动力异质性上, 本文以劳动力的教育水平为例, 进一步考察了教育异质性与基础设施工资效应的交互作用。第三, 在估计方法上, 已有关于基础设施与经济发达的实证检验中, 基础设施往往被看作内生性变量 (郑世林等, 2014; 高翔等, 2015)。在本文中, 基础设施水平高的城市吸引劳动力和企业, 而劳动力和企业的集聚反过来会产生对基础设施的引致需求, 导致传统 OLS 估计有偏。因此, 有必要对基础设施的内生性进行处理。本文将城市土地开发中获取的土地出让收入变动作为工具变量, 采用 2SLS 方法, 从而更准确地估计了基础设施水平对居民工资收入的影响。

### 三、理论模型框架

#### (1) 基础设施对工资的影响: 劳动力同质的情况

参考 Roback (1982) 的做法, 我们把城市基础设施水平引入劳动力市场均衡模型中, 以此来分析基础设施水平对劳动力价格, 即居民工资收入的影响机制。

假设一个国家有  $J$  个城市，每个城市都有其特定的基础设施水平，记为  $s$ 。在给定的城市中，城市居民具有相同的个人特征。一个代表性的居民同时消费一定量的复合型商品  $X$  和土地  $l^c$ ，其间接效用方程可表示为  $V(w, r; s)$ ，其中  $w$  代表劳动力的名义工资收入， $r$  代表土地价格。企业生产复合型商品  $X$ ，其价格被设定为 1。在规模报酬不变的情况下，企业生产需要投入  $N$  单位的劳动力和  $l^f$  单位的土地。一个代表性企业的成本函数为  $C(w, r; s)$ 。

基础设施具有双重作用，一方面，居民的效用随城市基础设施水平上升而提高，因此， $V_s > 0$ 。另一方面，基础设施作为生产要素投入到企业生产中，降低企业成本，因此， $C_s < 0$ 。

不考虑企业和居民的迁移成本，假设他们可以在城市之间自由迁移，空间均衡的条件为：

$$V(w, r; s) = \bar{u} \quad (1)$$

$$C(w, r; s) = 1 \quad (2)$$

方程 (1) 和 (2) 表示只有在个人效用和企业成本在各个城市间无差异的情况下，企业和居民才会停止流动，从而实现空间均衡。在均衡条件下，每个城市中，居民的间接效用均为  $\bar{u}$ ，企业的单位成本均等于 1。

为了分析基础设施水平对工资的影响，将方程 (1) 和方程 (2) 两端同时对城市基础设施水平求导，整理后得到：

$$dr/ds = (V_s C_w - V_w C_s) / \Delta \quad (3)$$

$$dw/ds = (V_r C_s - V_s C_r) / \Delta \quad (4)$$

其中， $\Delta = V_w C_r - V_r C_w$ ， $C_w = N/X$ ， $C_r = l^f/X$ 。

方程 (3) 反映了基础设施水平对地租的影响。将  $C_w$ 、 $C_r$  和  $\Delta$  代入方程 (3)，可得到  $dr/ds > 0$ ，说明地租随着基础设施水平的提高而增加。在现实世界中，基础设施水平高的城市对企业和劳动力都具有吸引力。企业和劳动力的集聚导致对城市土地需求增加，而城市土地不能无限供给，在土地需求大于供给的情况下，城市地价开始上涨，基础设施水平对起到了拉升作用。这一结论在国内外文献中已经得到广泛证实，在交通设施完备（何丹、金凤君，2013）或绿化设施良好（Kong et al., 2007）的地区，房地产价格通常也会较高。

方程 (4) 反映了基础设施水平对工资收入的影响。把将  $C_s$ 、 $V_s$  和  $\Delta$  代入方程 (4)，我们仍无法确定  $dw/ds$  的符号，因此基础设施水平对工资收入的影响并不确定。其原因在于，伴随着基础设施水平的提高，企业和居民不断集聚，这一方面增加了城市劳动力市场上的供给（更多的劳动力），另一方面也增加了劳动力市场上的需求（更多的企业）。工资的变动取决于企业和居民对基础设施的偏好，以  $\varphi_f$  和  $\varphi_c$  分别表示企业和居民对基础设施的偏好<sup>①</sup>，我们得出命题 1。

命题 1: 如果  $\varphi_f > \varphi_c$ ，那么  $dw/ds > 0$ 。

命题 1 意味着在企业对基础设施更为偏好时，基础设施水平提高对工资具有正向拉升作用。由于企业和居民集聚同时推动地价上升，因此企业必须向居民支付更高的名义工资来补偿地价上升带来的生活成本提高。

<sup>①</sup> 由于篇幅限制，本文并未给出具体推导过程，感兴趣的读者可向作者索要。

反之，如果居民对基础设施水平的提高更敏感，则劳动力市场上供给的变动会大于需求的变动，由此导致均衡工资下降，由此我们得出命题 2。

命题 2: 如果  $\varphi_f < \varphi_c$ ，那么  $dw/ds < 0$ 。

命题 2 意味着居民更看重从基础设施中获取的宜居性，情愿放弃一部分货币工资，由此居民的名义工资随基础设施水平提高而下降。

(2) 基础设施对工资的影响：劳动力异质性的情况

Roback 模型中假设劳动力是同质的，这显然与现实中居民的个人特征情况不符。因此我们尝试放松这个假设，以居民的教育水平为例，将劳动力异质性引入理论模型，类似于企业和居民对基础设施水平的偏好不同，教育水平不同的居民对于同样的基础设施水平的重视程度应该也存在明显差异。

基础设施水平对工资的影响在不同教育水平的居民间的变动可表示为：

$$\frac{\partial}{\partial z} \left( \frac{dw}{ds} \right) = \left( \frac{1}{zw} \right) \left( \frac{V_s}{V_w} \right) (\theta_{l^c z} - \theta_{s z}) \quad (5)$$

其中  $z$  代表劳动力的教育水平， $\theta_{l^c z}$  和  $\theta_{s z}$  是土地和基础设施水平关于教育水平的需求弹性<sup>①</sup>。根据方程 (5)，居民的教育回报与基础设施水平的交互作用取决于居民对土地和基础设施水平的教育需求弹性。由此我们得到命题 3 和命题 4。

命题 3: 如果  $\theta_{l^c z} > \theta_{s z}$ ，那么  $\frac{\partial}{\partial z} \left( \frac{dw}{ds} \right) > 0$ 。

命题 4: 如果  $\theta_{l^c z} < \theta_{s z}$ ，那么  $\frac{\partial}{\partial z} \left( \frac{dw}{ds} \right) < 0$ 。

命题 3 意味着如果随着教育水平的提高，居民对基础设施的需求变动低于对土地的需求变动，则基础设施对工资的影响随居民教育水平而提高，高学历居民获得的货币工资补偿将更大。命题 4 意味着如果随着教育水平的提高，居民对宜居性的消费变动高于对土地的需求变动，则基础设施对工资的影响随居民教育水平而降低，高学历居民获得较少的货币工资补偿。

## 四、计量模型与数据

### (一) 计量模型设定与估计方法

为检验城市基础设施的工资效应，我们将居民所在的城市特征变量引入 Mincer 收入方程作为实证检验的基准模型：

$$\ln W_{ij} = \beta_0 + \beta_1 S_j + \beta_2 Z_{ij} + \beta_3 X_j + \mu_{ij} \quad (6)$$

其中，被解释变量是  $j$  城市  $i$  居民的个人小时工资收入的自然对数。解释变量包括三类：第

<sup>①</sup> 弹性的表述最早出自 Beeson (1991)。在劳动力同质的假设下，基础设施对工资的作用取决于居民和企业对基础设施的偏好程度。与之类似，在劳动力异质的情况下，不同基础设施对工资的效应是否在不同教育水平的居民之间存在差异，主要取决于不同教育水平居民对基础设施和一般性消费品的需求弹性差异。

一类是城市基础设施变量  $S_j$ ，表示城市  $j$  的总体的基础设施水平，第二类变量是居民个人特征变量  $Z_{ij}$ ，包括教育水平，户籍身份，能力，工作经验，从事工作的属性等；第三组是其它城市控制变量，包括生活成本，人口规模，自然气候特征等。

城市基础设施变量  $S_j$  是本文关注的第一个核心解释变量。一方面，良好的城市基础设施建设会吸引劳动力和企业流向城市，另一方面，劳动力和企业集聚反过来会对基础设施会产生更大的需求和更高的要求，而劳动力工资收入是由劳动力和企业数量共同决定的，因此城市基础设施与工资收入之间存在相互影响的关系，从而导致了基础设施变量估计的内生性问题。此外，对于城市基础设施水平的定量化测度往往只能采用统计年鉴中提供的数据，其中，生活性基础设施的指标（如城市娱乐、文化、医疗、教育）的数据更为全面，而生产性基础设施的指标（如电力管线、电信网络）则不易获取，由此可能导致高估生活性基础设施对劳动力的影响而低估生产性基础设施对企业的作用。这种测量误差会进一步加剧城市基础设施变量的内生性偏差。

对于存在内生性的变量，普通最小二乘（OLS）法无法得到一致的无偏估计量。为解决内生性问题，我们首先将城市基础设施变量滞后一期，从而避免了同一时期中，解释变量和被解释变量之间的反向因果关系导致的内生性问题。其次，我们采用工具变量（IV）法来解决测量误差，利用城市土地出让收入的变化作为工具变量，通过二阶段最小二乘法（2SLS）对方程（6）进行估计。选取城市土地出让收入变化作为基础设施的工具变量，主要是出于以下两点考虑：第一，在我国的城市化进程中，土地要素发挥了十分重要的作用，土地开发与城市基础设施建设具有密切联系。土地不仅仅作为一种投入要素直接投入生产，更重要的是作为一种地方政府招商引资的优惠政策手段，显著地促进了城市经济的增长（He et al., 2014; 王贤彬等，2014）。20世纪90年代以来，土地要素市场化改革的启动是促成中国基础设施建设飞速发展的关键条件（汤玉刚、陈强，2016）。通过一级土地开发，地方政府获得了大量的土地出让和融资收入（郑思齐等，2014; 颜燕、满燕云，2015），这为城市基础设施建设提供了资金支持（刘守英、蒋省三，2005; Fan et al., 2016）。第二，出于招商引资的考虑，地方政府往往将土地开发收入用于兴建生产性基础设施，比如工业园区的“三通一平”建设，这恰好可以修正城市基础设施定量测度中，由数据缺失导致的城市生产性基础设施低估的问题，从而使估计更加准确。

为检验劳动力异质性情况下，基础设施对工资收入的影响，我们将基础设施变量与居民教育水平的交叉项引入 Mincer 工资方程作为实证检验的扩展模型：

$$\ln W_{ij} = \gamma_0 + \gamma_1 S_j Z_{ij} + \gamma_2 S_j + \gamma_3 Z_{ij} + \gamma_4 X_j + v_{ij} \quad (7)$$

在扩展模型中，交叉项  $S_j Z_{ij}$  是本文实证分析关注的第二个核心变量。为更好地解释系数的意义，我们在回归估计中对连续变量  $S_j$  和  $Z_{ij}$  进行了中心化处理，减去了变量的均值。对于扩展模型我们同样采用 2SLS 方法进行估计， $S_j$  的工具变量与基准模型相同，交叉项  $S_j Z_{ij}$  的工具变量是居民教育水平与工具变量的交叉项。

## （二）数据来源与处理

本文实证分析主要采用的是微观尺度上的居民数据和宏观尺度上的城市数据。其中，居民微观数据来自 2002 年和 2007 年“中国家庭收入调查（CHIP）”，该数据由中国社会科

学院经济研究所与国际统计局合作完成，由北京师范大学中国收入分配研究院提供。CHIP - 2002 调查涵盖了北京、重庆、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、四川、云南、甘肃等 12 个省（市），CHIP - 2007 在此基础上又涵盖了浙江和上海 2 个省（市）。CHIP 数据提供了这些地区中城市常住居民户在个人收入，教育水平，工作就业等方面的丰富信息。本文选取 CHIP 数据主要是出两方面的考虑：首先，CHIP 数据随机来自国家统计局调查的更大样本，具有全国代表性（邢春冰，2010），这确保了实证分析的结果能够正确反映中国城市基础设施水平对居民工资收入的影响。其次，CHIP 数据中提供了详细的居民个人年（月）收入以及工作小时、月数和天数的数据，由此我们可以较为准确的估算出居民的小时工资。这对估计 Mincer 工资收入方程来说十分重要，能够有效避免使用个人年（月）收入所导致的测度误差（刘泽云，2009）。

地区尺度上的城市数据主要来自《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》、《城市区域统计年鉴》和《中国房地产统计年鉴》，提供了各城市人口、经济发展和基础设施建设等方面的数据。工具变量的数据来自《中国国土资源统计年鉴》，提供了各个地级市历年从土地开发中获得的土地出让收入数据。

CHIP 调查中既包括关于户籍人口的城市住户调查，也包括非户籍人口的城市农民工调查。每个调查中都给出了居民所在地的城市六位代码。我们分三步对数据进行了处理：第一，将城市住户和农名工按照其城市代码合并，由此获得了每一个城市的常住人口数据集。第二，根据我们的研究目的，进一步对城市常住人口数据集进行了处理，将居民的年龄范围限定在 16 到 60 周岁，将居民在参与调查时的身份限定为工作或就业，对于没有或者错误报告关键变量指标（如收入、教育水平、职业）的居民样本进行了删除。第三，根据城市代码，将常住人口数据集与地区尺度上的城市数据匹配，剔除那些数据缺失或者无法对应代码的城市和地区。2002 年样本包括来自 57 个城市的 12197 个城市常住居民，2007 年样本包括来自 18 个城市的 11425 个城市常住居民。

### （三）解释变量选取

#### 1. 城市基础设施水平变量

已有文献往往将各种基础设施同时引入回归分析（Blomquist et al.，1988），这样做的缺陷在于，基础设施类型众多，往往难以将全部基础设施都包括进来（Gabriel and Rosenthal，1999），各个基础设施变量之间往往高度相关，又可能导致多重共线性问题（Roback，1982）。此外，不论是居民还是企业，对于城市基础设施水平往往会从整体上进行综合考虑。因此，本文使用一个综合指数来反映城市基础设施的总体水平。根据数据的可获取性和完备性，选取 3 大类基础设施 10 个指标变量来构建城市基础设施水平评价指标体系（见附表 1）。利用因子分析方法，我们分别计算了 2001 年和 2006 年城市基础设施水平的综合指数（见附表 2），并将这个指数作为度量城市基础设施水平的变量（Infrastructure），这是一个正向指标，数值越大，表明城市基础设施水平越高。前文已经讨论了基础设施水平的内生性问题，我们选取城市土地出让收入的增量（ $\Delta Land\_sale$ ）作为基础设施水平的工具变量。

## 2. 个人特征变量

本文中主要关注城市居民在教育水平上的异质性,居民受教育水平变量(Education)由居民接受各种类型教育的年份总数度量,这也是传统工资收入方程中最重要的个人特征解释变量。相关文献均指出,遗漏个人能力变量将会导致对教育回报率的估计产生偏误,一个合理的解决办法是寻找能够衡量能力的代理变量(Blackburn and Neumark, 1992)<sup>①</sup>。根据CHIP调查问卷的实际情况,我们在2002年的样本中,选取居民是否为党员,构建虚拟变量(CPC\_member)来反映居民的个人能力,在2007年的样本中,并未提供居民的入党信息,因此我们选取居民在取得最终学历时在班上的成绩情况,构建虚拟变量(Performance)来反映居民的个人能力。此外,我们还控制了其他个人特征,主要包括居民的户籍身份(Hukou)、性别(Gender)、工作经验(Experience)及其平方项(Experience<sup>2</sup>)、工作合同性质(Contract)和从事的行业(Sector)。

## 3. 其它城市特征控制变量

为了正确估计城市基础设施水平对居民工资收入的影响,我们在回归方程中还引入了一些与居民工资收入相关的因素。主要包括:城市人口规模变量(Population),由城市户籍人口数量反映,由此控制住了大城市工资溢价的影响;城市生活成本变量(Cost),由于被解释变量是居民个人的名义工资,而名义工资随地区生活成本的上升而提高,因此必须控制居民所在城市的生活成本对名义工资的影响。在中国居民生活消费支出中,住房支出所占的份额通常最大,在城市间的差异也最明显,因此,选用城市住房价格来度量生活成本<sup>②</sup>。此外,参考郑思齐(2011)的做法,本文构建了一个反映城市自然气候的变量(Climate\_index)。将城市样本中夏季温度平均气温最低值和冬季平均温度最高值设定为最宜居的气候温度,然后测算了每一个城市的夏、冬两季温度与最宜居气温的距离差异,由此得到了一个反映城市自然条件指数,该指数越大,城市与最宜居气温的差异就越大,城市自然宜居条件就越差。由于城市气候条件是由城市的自然地理属性(如经纬度,是否临近海洋)外生地决定的,在模型中引入自然气候变量相当于控制了城市自然地理区位条件对企业和居民区位选址的影响。

# 五、实证结果分析

## (一) 基准模型结果分析: 基础设施水平对居民工资收入的影响

表2报告了利用2002年样本和2007年样本对基准模型进行估计的结果。OLS估计结果显示,Infrastructure的系数显著为正,这初步证实了城市基础设施水平对工资收入的正向溢价作用。鉴于基础设施的内生性,采用土地出让收入变动作为工具变量,对基准模型进行了2SLS回归。与OLS估计结果相比,在控制了基础设施的内生性之后,两年样本中

<sup>①</sup> 另一种解决办法是将教育水平视为内生变量,采用IV估计方法。我们也曾尝试将居民父母受教育的水平作为教育的工具变量进行回归,结果并未通过内生性检验,因此本文并未对教育水平进行IV估计。

<sup>②</sup> 2001年房价部分来自于《中国房地产统计年鉴2002》,部分由作者根据网络信息搜集整理;2006年房价全部来自于《中国区域经济统计年鉴2007》。

Infrastructure 的系数均为正且在 1% 水平上显著，因此，基础设施水平提高确实带动了居民工资收入的上涨。这符合命题 1 的推断：企业对基础设施的偏好高于居民，企业支付给居民更高的名义工资以补偿其生活成本的上升，基础设施水平高的城市名义工资水平也相对更高。这也为中国城市人口流动中，奔向北上广的现象提供了解释。一方面居民可以享受大城市良好的基础设施带来的宜居性，另一方面，基础设施改善带来的生活成本上涨由企业负担，因此居民还可以在大城市获得更高的名义工资。宜居性与高工资增加了大城市的吸引力，推动劳动力不断地向大城市集聚。

表 1 变量基本情况与描述性统计量

变量名	定义 (单位)	2002 样本		2007 样本	
		均值	标准差	均值	标准差
Infrastructure	城市基础设施水平综合指数	0.443	1.097	0.215	0.658
Education	受教育年份 (年)	12.000	3.000	11.000	3.000
Hukou	Hukou = 1, 城市户籍居民; 否则为 0。	0.749	0.433	0.573	0.494
CPC_member	CPC_member = 1, 党员; 否则为 0。	0.220	0.414	-	-
Ability	Ability = 1, 在班上成绩比较好或者很好; 否则为 0。	-	-	0.422	0.493
Gender	Gender = 1, 男性; 否则为女性。	0.559	0.496	0.581	0.493
Experience	年龄 - 受教育年份 - 6 (十年)	2.135	0.982	1.852	1.151
Experience <sup>2</sup>	Experience 的平方	55.252	43.286	47.561	47.911
Contract	Contract = 1, 工作是固定工或者签订了长期合同; 否则为 0。	0.550	0.497	0.744	0.436
Sector	Sector = 1, 从事的工作部门属于第三产业; 否则为 0。	0.696	0.459	0.488	0.499
Cost	城市商品房销售额/城市商品房销售面积 (千元/平方米)	1.155	0.650	4.884	1.887
Population	城市户籍人口总数 (千万人)	0.690	0.607	0.905	0.773
Climate_index	$\sqrt{(summer_j - \min)^2 + (winter_j - \max)^2}$ summer <sub>j</sub> 和 winter <sub>j</sub> 分别表示城市夏季和冬季的平均温度, min 和 max 分别表示所有城市样本中夏季温度最低值和冬季温度最高值。	15.996	4.623	11.706	3.482
Land_sale	城市土地出让收入增量 (千万元)	171.685	32.478	334.584	652.609

注: 2002 年样本数为 12197, 2007 年样本数为 11425; 个人特征变量的数据年份是 2002 年和 2007 年; 其他解释变量的数据年份为 2001 年和 2006 年; 工具变量是 2000 - 2001 年的增量和 2005 - 2006 年的增量。

表2 基准模型结果

	OLS 估计		2SLS 估计		2SLS 估计 (标准化系数)	
	2002	2007	2002	2007	2002	2007
Infrastructure	0.028 *** (0.010)	0.071 *** (0.010)	0.094 *** (0.014)	0.126 *** (0.014)	0.103 *** (0.015)	0.083 *** (0.009)
Education	0.065 *** (0.002)	0.066 *** (0.002)	0.065 *** (0.002)	0.065 *** (0.002)	0.241 *** (0.008)	0.203 *** (0.007)
Hukou	0.110 *** (0.019)	0.338 *** (0.014)	0.114 *** (0.019)	0.338 *** (0.014)	0.049 *** (0.008)	0.167 *** (0.007)
CPC_member	0.112 *** (0.014)		0.113 *** (0.014)		0.046 *** (0.005)	
Ability		0.111 *** (0.012)		0.110 *** (0.011)		0.054 *** (0.006)
Gender	0.161 *** (0.011)	0.184 *** (0.011)	0.162 *** (0.011)	0.184 *** (0.010)	0.080 *** (0.005)	0.091 *** (0.005)
Experience	0.206 *** (0.021)	0.247 *** (0.018)	0.206 *** (0.021)	0.250 *** (0.018)	0.202 *** (0.021)	0.288 *** (0.020)
Experience <sup>2</sup>	-0.029 *** (0.005)	0.050 *** (0.004)	-0.029 *** (0.005)	-0.051 *** (0.004)	-0.127 *** (0.021)	-0.242 *** (0.021)
Contract	0.359 *** (0.015)	0.218 *** (0.012)	0.358 *** (0.015)	0.217 *** (0.012)	0.178 *** (0.007)	0.095 *** (0.005)
Sector	0.043 *** (0.012)	-0.065 *** (0.011)	0.042 *** (0.012)	-0.065 *** (0.011)	0.019 *** (0.005)	-0.032 *** (0.005)
Cost	0.268 *** (0.016)	0.080 *** (0.003)	0.172 *** (0.023)	0.070 *** (0.004)	0.112 *** (0.015)	0.132 *** (0.007)
Population	0.037 *** (0.008)	-0.069 *** (0.007)	0.037 *** (0.008)	-0.084 *** (0.007)	0.022 *** (0.005)	-0.065 *** (0.006)
Climate_index	-0.016 *** (0.001)	-0.017 *** (0.002)	-0.018 *** (0.001)	-0.014 *** (0.002)	-0.081 *** (0.006)	-0.049 *** (0.005)
Constant	-0.195 *** (0.043)	0.501 *** (0.041)	-0.081 * (0.047)	0.523 *** (0.070)	1.366 *** (0.005)	2.065 *** (0.005)
R 方	0.395	0.391	0.393	0.390	0.393	0.390
样本数	12197	11425	12197	11425	12197	11425
变量内生性检验: F 统计量 P 值			0.000	0.000	0.000	0.000
第一阶段回归检验: 调整 R 方 F 统计量 P 值			0.862 0.000	0.758 0.000	0.862 0.000	0.758 0.000

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别代表 1%, 5%, 10% 的显著性水平; 括号中报告的是稳健性标准差。

值得注意的是，两个 2SLS 估计系数（0.094 和 0.126）明显要高于两个 OLS 估计系数（0.028 和 0.071）。Infrastructure 变量的构建中，反映宜居性效应的指标较多而反映生产性效应的指标较少，而工具变量土地开发收入则更多地用于生产性基础设施，这很好地修正了由数据缺失导致的内生性偏误，使得 2SLS 估计系数更加准确地估计了基础设施对居民工资收入的影响。

2SLS 结果还显示了个人特征变量对工资的影响。在控制了个人能力（变量 CPC\_member 和变量 Ability）之后，2002 年和 2007 样本中，教育的回报率分别为 6.7% 和 6.5%，经验的回报率分别为 19.5% 和 25%。在相同的城市中，城市户籍居民收入要高于农民工，这与现有的关于户籍歧视的研究一致，户籍制度限制了农民工在城市中的就业机会，降低了农民工的工资收入。其它个人特征因素对工资的影响与已有文献结论类似，具体而言，男性的工资水平要高于女性；与工作单位签订固定合同的居民工资收入更高；工资收入与居民从事的行业部门相关，在第三产业部门中工作的居民的工资水平比其它产业部门中工作的居民高。

除了基础设施以外，其它城市特征变量也对工资收入产生显著影响。Cost 的系数为正，这与名义工资随生活成本上升的事实相符。在控制了城市生活成本的情况下，Population 变量在 2002 年样本中系数为正，而在 2007 年样本中为负。这与陈旭、陶小马（2013）的理论研究结论相符，劳动力实际工资水平与城市规模之间存在一种倒 U 型关系。随着人口和产业规模不断扩大，城市聚集经济水平的提高，居民可以从聚集经济中获益，从而劳动力实际工资随城市规模上涨；但大城市存在拥挤效应，当拥挤效应超过产业的外部规模经济效应时，城市实际工资率便会下降。控制变量 Climate\_index 变量的系数为负，在其他条件相同的情况下，企业和居民显然更愿意选择在气候适宜的城市生产生活。

表 2 的最后两列报告了 2SLS 估计的标准化系数结果，由此我们可以比较各个变量对工资收入影响的大小。通过比较各个变量的标准化系数，不难看出，个人特征中教育水平（2002 年样本）和工作经验（2007 年样本）是影响居民工资收入的最重要因素。在控制了其他城市特征之后，基础设施变量的标准化系数在 2002 年样本中为 0.103，2007 年样本中为 0.083，这意味着 2002 年和 2007 年城市基础设施水平提高一个标准单位，将分别带动城市居民工资水平上升 10.3% 和 8.3%。尽管基础设施对工资的影响比教育水平或者工作经验小，但城市尺度上基础设施水平的改善仍然会对微观层面上居民工资收入产生显著地溢价作用。这间接支持了 Gabriel and Rosenthal（1999）的观点，遗漏地理特征将导致对居民收入的估计产生偏误。

## （二）扩展模型结果分析：劳动力异质性与基础设施水平对工资收入的影响

为检验基础设施水平的工资溢价效应是否受到劳动力异质性的影响，我们以劳动力的教育水平为例，对基准模型进行扩展。表 3 报告了扩展模型的估计结果。

与基准模型的估计结果相比，基础设施和教育水平变量的系数和显著性并未发生明显变化，而交叉项的系数为正并且在 1% 的水平上显著。基准模型中已经证实了基础设施水平的工资溢价效应，扩展模型结果则证实这种溢价效应在不同教育水平的居民之间存在差异。

2002年样本中,交叉项的系数较小(0.005),溢价效应在不同教育水平居民间的差异尚不明显。但随着城市基础设施建设的加强,居民和企业对基础设施的需求不断提高。在2007年样本中,交叉项系数显著上升(0.020),溢价效应与居民教育水平的相互影响有所增强。基础设施水平对工资的影响随居民的教育水平提高而增加。我国城镇居民教育回报率在地区间的差异十分显著,已有文献往往从能力群分、城市集聚经济、生活成本等方面进行解释(柴国俊、邓国营,2012),本文为这一现象提供了一个新的解释视角,在控制了居民工作能力、城市规模和生活成本等因素之后,城市基础设施水平对教育回报率的地区差异具有显著影响,而且这一影响呈现逐年递增的趋势。

为进一步检验基础设施的工资溢价作用在不同教育水平劳动力之间的结构性差异,参照杜两省、彭竞(2010)的做法,我们根据居民的受教育年份将居民划分为两个样本:高学历居民样本,包括那些受教育年份为15年及以上的居民,相当于拥有大专及大学本科以上的学历;其他居民则被划分到低学历居民样本中。表3的最后4列报告了高学历和低学历居民样本的估计结果<sup>①</sup>。2002年,高学历居民与低学历居民获得的工资补偿的差异很小(9.4%和8.9%)。2007年,在高学历居民样本中,基础设施变量的系数(0.307)明显高于低学历居民样本中的系数(0.091)。当城市基础设施水平增加一个单位时,高学历居民的工资将上涨30.7%,是低学历居民工资上涨幅度的3.4倍。这证实了命题3的推断,高学历居民比低学历居民消费更多的土地商品,面临更高的生活成本,因此他们将会从企业处获得更多的货币工资补偿。这一结论与现有文献相类似,例如,Beeson(1991)对美国城市教育回报率进行实证检验,结果表明教育回报率会随着城市医疗基础设施水平的提高而上涨。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 异方差与内生性相关检验

回归分析中采用的是截面数据,为控制潜在的异方差问题,我们采用稳健性标准差,对每个城市进行了聚类。另一种控制异方差的方法是采用广义矩(GMM)估计,由于GMM结果与2SLS相差不大,我们并未在文中报告相应结果。

采用工具变量法的前提条件是,城市基础设施水平确实是内生的。如果该条件得不到满足,OLS估计将比2SLS估计更有效。因此,我们首先对城市基础设施变量进行了基于稳健性标准差的内生性检验。此外,合适的工具变量必需与内生变量高度相关,弱工具变量将导致2SLS估计结果偏向OLS估计结果,这种情况下IV估计的结果会产生严重误导(Stock et al., 2002)。我们对工具变量的强弱进行了检验,表2和表3的最后部分报告了检验结果。在基准模型和扩展模型中,所有内生性检验统计量均在1%的水平上显著,由此可以拒绝外生性的原假设,在回归中将基础设施变量认定为内生变量,采用工具变量法进行估计。根据第一阶段回归的结果,调整R方的数值较高,而F统计量均在1%水平上显著,因此可以推断模型整体通过了弱工具变量识别检验,本文实证分析的结果在统计上是有效且一致的。

<sup>①</sup> 由于已经控制了居民的教育水平,高学历和低学历居民样本的回归中没有加入教育和基础设施的交叉项。

表3 扩展模型结果

	全样本		高学历样本		低学历样本	
	2002	2007	2002	2007	2002	2007
Infrastructure 与 Education 的交叉项	0.005 <sup>***</sup> (0.002)	0.020 <sup>***</sup> (0.008)				
Infrastructure	0.090 <sup>***</sup> (0.015)	0.129 <sup>***</sup> (0.014)	0.094 <sup>***</sup> (0.024)	0.301 <sup>***</sup> (0.038)	0.089 <sup>***</sup> (0.018)	0.091 <sup>***</sup> (0.015)
Education	0.065 <sup>***</sup> (0.002)	0.067 <sup>**</sup> (0.003)				
Hukou	0.110 <sup>***</sup> (0.019)	0.330 <sup>***</sup> (0.014)	0.040 (0.094)	0.376 <sup>***</sup> (0.044)	0.265 <sup>***</sup> (0.018)	0.463 <sup>***</sup> (0.014)
CPC_member	0.113 <sup>***</sup> (0.014)		0.117 <sup>***</sup> (0.019)		0.160 <sup>***</sup> (0.021)	
Ability		0.110 <sup>***</sup> (0.012)		0.171 <sup>***</sup> (0.033)		0.145 <sup>***</sup> (0.012)
Gender	0.162 <sup>***</sup> (0.011)	0.183 <sup>***</sup> (0.011)	0.082 <sup>***</sup> (0.018)	0.133 <sup>***</sup> (0.028)	0.224 <sup>***</sup> (0.014)	0.202 <sup>***</sup> (0.012)
Experience	0.206 <sup>***</sup> (0.021)	0.257 <sup>***</sup> (0.018)	0.295 <sup>***</sup> (0.037)	0.414 <sup>***</sup> (0.047)	0.197 <sup>***</sup> (0.030)	0.161 <sup>***</sup> (0.019)
Experience <sup>2</sup>	-0.029 <sup>***</sup> (0.005)	-0.052 <sup>***</sup> (0.004)	-0.056 <sup>***</sup> (0.010)	-0.087 <sup>***</sup> (0.014)	-0.041 <sup>***</sup> (0.018)	-0.043 <sup>***</sup> (0.005)
Contract	0.361 <sup>***</sup> (0.015)	0.221 <sup>***</sup> (0.013)	0.355 <sup>***</sup> (0.029)	0.350 <sup>***</sup> (0.046)	0.364 <sup>***</sup> (0.018)	0.244 <sup>***</sup> (0.013)
Sector	0.043 <sup>***</sup> (0.012)	-0.062 <sup>***</sup> (0.011)	0.181 <sup>***</sup> (0.019)	0.038 <sup>***</sup> (0.029)	-0.026 <sup>*</sup> (0.019)	-0.088 <sup>***</sup> (0.012)
Cost	0.175 <sup>***</sup> (0.023)	0.068 <sup>***</sup> (0.004)	0.196 <sup>***</sup> (0.039)	0.049 <sup>***</sup> (0.010)	0.200 <sup>***</sup> (0.028)	0.074 <sup>***</sup> (0.028)
Population	0.034 <sup>***</sup> (0.008)	-0.085 <sup>***</sup> (0.007)	0.037 <sup>**</sup> (0.015)	-0.137 <sup>***</sup> (0.018)	0.034 <sup>**</sup> (0.010)	-0.069 <sup>**</sup> (0.008)
Climate_index	-0.018 <sup>***</sup> (0.001)	-0.014 <sup>***</sup> (0.002)	-0.024 <sup>***</sup> (0.002)	-0.016 <sup>***</sup> (0.004)	-0.014 <sup>***</sup> (0.002)	-0.014 <sup>***</sup> (0.002)
Constant	0.718 <sup>***</sup> (0.047)	1.269 <sup>***</sup> (0.032)	1.019 <sup>***</sup> (0.112)	1.379 <sup>***</sup> (0.092)	0.443 <sup>***</sup> (0.056)	1.172 <sup>***</sup> (0.034)
样本数	12197	11425	4069	1945	8128	9480
R 方	0.394	0.390	0.256	0.256	0.287	0.308
变量内生性检验: F 统计量 P 值			0.000	0.000	0.000	0.000
第一阶段回归检验: 调整 R 方 F 统计量 P 值			0.882 0.000	0.752 0.000	0.851 0.000	0.759 0.000

注: <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup>, <sup>\*</sup> 分别代表 1%, 5%, 10% 的显著性水平; 括号中报告的是稳健性标准差。

## 2. 样本偏误控制

本文实证分析所采用的城市居民总样本是由该城市的户籍居民调查和农民工调查合并获得的。在原始CHIP调查中,并非所有城市都同时调查了户籍居民和农民工。部分城市只有户籍居民样本而没有农民工样本。现实中,缺乏户籍可能导致农民工无法和本地居民一样,享受教育和医疗等公共基础设施,因此,农民工可能对城市基础设施水平的变动并不敏感,由此导致城市居民总样本的估计结果不能正确地反映中国城市基础设施水平对工资的影响。为此,我们调整了城市居民样本,剔除了那些不包含农民工样本的城市,获得了一个户籍居民和农民工平衡的样本,对基准模型和扩展模型进行了重新估计,表4报告了估计结果。可以看出,与原有城市总样本的估计结果相比,基础设施水平变量的系数以及基础设施水平和教育交叉项的系数之间并无显著差异,证实了模型结果的稳健型。基础设施水平增加仍然会导致城市名义工资的上涨,这一结论与夏怡然、陆铭(2015)的结论类似,即使存在户籍歧视,劳动力依然会选择流向基础设施和公共服务更高的城市。

## 六、结论和政策建议

基础设施水平的提高,同时改善了城市人居环境和企业投资环境,提升了城市对人口和企业的吸引力。企业和人口的集聚改变了城市劳动力市场上的供给和需求,由此导致均衡工资的变动。本文将2002年和2007年“中国家庭收入调查(CHIP)”的微观个人数据与个人所在地级市的城市特征数据相结合,将城市土地出让收入变动作为城市基础设施的工具变量,通过2SLS方法实证检验了基础设施水平对居民工资收入的影响。研究结果表明,在控制了居民个人特征,居民所在地的生活成本和城市规模之后,基础设施水平对城市居民工资收入具有正向的溢价作用。2002年和2007年样本中,城市基础设施指数每提高一个单位,将分别带动城市居民名义工资上涨9.4%和12.6%。估计结果还显示,基础设施水平对工资收入的溢价作用受居民教育异质性的影响。居民教育水平越高,基础设施水平的溢价作用越大,2007年样本中,城市基础设施水平提高一个单位,高学历居民的工资上涨30.7%,是低学历居民工资上涨幅度的3.4倍。估计结果通过了各种内生性检验,在控制了样本选择偏差之后,基础设施水平对工资收入的溢价作用依然稳健。

本文的研究结果具有重要的政策含义。一方面,基础设施水平对工资的正向溢价效应意味着城市居民获得了相应的工资补偿。从这个意义上说,奔向北上广等基础设施水平良好的大城市只是劳动力在工资收入和城市生活成本进行权衡之后的理性选择,是城市劳动力市场均衡的必然结果。简单采取限制措施来控制大城市人口规模,人为干预城市劳动力市场的供给,显然违背了城市劳动力市场的客观规律,结果往往事与愿违。另一方面,传统工资实证分析中往往认为微观尺度上的个人特征是影响工资收入的主要因素,本文的研究结果表明,宏观尺度上的城市特征,特别是基础设施水平同样对居民工资收入具有重要影响。与城市的自然地理特征不同,城市基础设施水平是可改善的。从这个意义上说,加强中小城市基础设施建设,提高中小

城市基础设施水平，对于提高城市工资水平和教育回报率都有显著作用，有助于缩小中小城市与大城市的工资差距，促进地区均衡发展。

表 4 稳健性检验

	平衡样本基准模型		平衡样本扩展模型	
	2002	2007	2002	2007
Infrastructure 与 Education 的交叉项			0.006 *** (0.002)	0.014 *** (0.007)
Infrastructure	0.097 *** (0.017)	0.104 *** (0.012)	0.088 (0.018)	0.105 *** (0.012)
Education	0.062 *** (0.003)	0.064 *** (0.003)	0.061 *** (0.003)	0.064* (0.003)
Hukou	0.120 *** (0.022)	0.343 *** (0.014)	0.120 *** (0.023)	0.339 *** (0.014)
CPC_member	0.127 *** (0.018)		0.126 *** (0.018)	
Ability		0.108 *** (0.011)		0.107 *** (0.012)
Gender	0.170 *** (0.013)	0.181 *** (0.011)	0.171 *** (0.013)	0.180 *** (0.011)
Experience	0.186 *** (0.025)	0.246 *** (0.018)	0.184 *** (0.025)	0.250 *** (0.018)
Experience <sup>2</sup>	-0.027 *** (0.006)	-0.051 *** (0.004)	-0.027 *** (0.006)	-0.051 *** (0.004)
Contract	0.358 *** (0.018)	0.199 *** (0.013)	0.362 *** (0.018)	0.201 *** (0.013)
Sector	0.019 (0.015)	-0.074 (0.011)	0.019 (0.015)	-0.073 *** (0.011)
Cost	0.167 *** (0.029)	0.080 *** (0.004)	0.179 *** (0.029)	0.080 *** (0.004)
Population	0.046 *** (0.009)	-0.071 *** (0.007)	0.043 *** (0.009)	-0.071 *** (0.007)
Climate_index	-0.014 *** (0.001)	-0.014 *** (0.002)	-0.014 *** (0.001)	-0.014 *** (0.002)
Constant	-0.065 (0.058)	0.502 *** (0.042)	0.684 *** (0.057)	1.220 *** (0.032)
样本数	8267	10920	8267	10920
R 方	0.433	0.397	0.434	0.399

注: \*\*\*, \*\*, \* 分别代表 1%, 5%, 10% 的显著性水平; 括号中报告的是稳健性标准差。

本文也存在一定局限。首先,本文使用的是2002年和2007年的数据,相对比较陈旧。近十余年,城市土地开发规模飞速扩大,城市基础设施投资高速增长,可以预见基础设施和公共服务在居民跨地区流动和工资决定中的作用将会越来越重要(夏怡然、陆铭,2015)。其次,实证分析中对基础设施的度量只是反映了城市基础设施的水平而不能反映其质量,这也是现有关于基础设施文献中一个亟待解决的问题。随着城市化进程的不不断提高,城市居民对城市基础设施质量的需求显然会更高<sup>①</sup>,不同类型的居民对高质量基础设施的偏好也存在显著差异<sup>②</sup>,由此导致基础设施的工资溢价效应的个体差异更加明显。因此,在下一步的研究中,利用更新的微观数据库,构建更合理的指标定量分析城市基础设施水平及其在不同类型居民间的差异将是作者重点解决的问题。

### 参考文献

- 陈旭、陶小马 2013,“城市最优规模与劳动力实际工资率关系研究”,《财贸研究》第3期,第12-20页。
- 柴国俊、邓国营 2012,“城市规模与大学毕业生工资溢价”,《南方经济》第10期,第162-172页。
- 杜两省、彭竞 2010,“教育回报率的城市差异研究”,《中国人口科学》第5期,第85-94页。
- 高翔、龙小宁、杨广亮 2015,“交通基础设施与服务业发展——来自县级高速公路和第二次经济普查企业数据的证据”,《管理世界》第8期,第81-96页。
- 何丹、金凤君 2013,“重大基础设施对周边房价的时空影响分析——以北京地铁4号线为例”,《北京联合大学学报》第3期,第1-9页。
- 蒋冠宏、蒋殿春 2012,“基础设施、基础设施依赖于产业增长——基于中国省区行业数据检验”,《南方经济》第11期,第116-129页。
- 刘立峰 2013,“城镇基础设施投资规模与结构”,《宏观经济管理》第10期,第49-50页。
- 刘守英、蒋省三 2005,“土地融资与财政和金融风险——来自东部一个发达地区的个案”,《中国土地科学》第5期,第3-8页。
- 刘泽云 2009,“教育收益率估算中的几个方法问题”,《北京大学教育评论》第1期,第139-150页。
- 孟兆敏 2014,“快速城市化背景下城市公共服务需求偏好研究——以上海为例”,《南方人口》第5期,第20-32页。
- 汤玉刚、陈强 2012,“分权、土地财政与城市基础设施”,《经济社会体制比较》第6期,第98-110页。
- 王贤彬、张莉、徐现祥 2014,“地方政府土地出让、基础设施投资与地方经济增长”,《中国工业经济》第7期,第31-43页。
- 夏怡然、陆铭 2015,“城市间的‘孟母三迁’——公共服务影响劳动力流向的经验研究”,《管理世界》第10期,第78-90页。
- 夏怡然、苏锦红、黄伟 2015,“流动人口向哪里集聚?——流入地城市特征及其变动趋势”,《人口与经济》第3期,第13-22页。
- 荆春冰 2010,“迁移、自选择与收入分配——来自中国城乡的证据”,《经济学季刊》第2期,第633-660页。
- 颜燕、满燕云 2015,“土地财政与城市基础设施投融资”,《中国高校社会科学》第6期,第131-139页。
- 踪家峰、李宁 2015,“为什么奔向北上广?——城市宜居性、住房价格与工资水平的视角分析”,《吉林大学社会科学

① 例如,孟兆敏(2014)以上海市为例,通过问卷调查获取微观数据,实证检验了2010-2012年间上海居民对公共服务需求偏好。结果显示,在快速城镇化背景下,当前居民对公共服务的需求不仅有数量增加,在质量、环境和水平上均有所要求。

② 根据周绍杰等(2015)的研究,2010-2014年的中国民生指数调查数据显示,个体对教育、医疗等基础设施服务的评价认识存在明显的人群差异。例如,高学历家庭往往对公共服务提供具有更高的需求和质量要求。

- 学学报》第5期,第12-23页。
- 张学良 2012,“中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应”,《中国社会科学》,第3期,第60-77页。
- 周绍杰、王宏川、苏杨 2015,“中国人如何能有更高水平的幸福感——基于中国民生指数调查”,《管理世界》,第6期,第8-21页。
- 郑世林、周黎安、何维达 2014,“电信基础设施与中国经济增长”,《经济研究》,第5期,第77-90页。
- 郑思齐 2011,“居民对城市生活质量的偏好:从住房成本变动和收敛角度的研究”,《世界经济文汇》,第2期,第35-51页。
- 郑思齐、孙伟增、吴璟、武赞 2014,“‘以地生财,以财养地’——中国特色城市建设投融资模式研究”,《经济研究》,第8期,第14-27页。
- Beeson, P., 1991, “Amenities and Regional Differences in Returns to Worker Characteristics”, *Journal of Urban Economics*, 30: 224 - 241.
- Berger, M.G., G.C. Blomquist, K. Peter, 2008, “Compensating Differentials in Emerging Labor and Housing Markets: Estimates of Quality of Life in Russian Cities”, *Journal of Urban Economics*, 63: 25 - 55.
- Brueckner, J.K., J.F. Thisse, and Y. Zenou, 1999, “Why is Central Paris Rich and Downtown Detroit Poor? An Amenity - based Theory”, *European Economic Review*, 43(1): 91 - 107.
- Blackburn, M. and D. Neumark, 1992, “Unobserved Ability, Efficiency Wages, and Inter - industry Wage Differentials”, *Quarterly Journal of Economics*, 107(4): 1421 - 1436.
- Blomquist, G.C., M. Berger, and J. Hoehn, 1988, “New Estimates of the Quality of Life in Urban Areas”, *American Economic Review*, 78: 89 - 107.
- Chen, Y. and S. Rosenthal, 2008, “Local Amenities and Life - cycle Migration: Do People Move for Jobs or Fun?”, *Journal of Urban Economics*, 64(3): 519 - 537.
- Dalenberg, D.R. and M.D. Partridge, 1997, “Public Infrastructure and Wages: Public Capital’s Role as a Productive Input and Household Amenity”, *Land Economics*, 73(2): 268 - 284.
- Di Addario, S., and E. Patacchini, 2008, “Wages and the City: Evidence from Italy”, *Labour Economics*, 15: 1040 - 1061.
- Dimou, M. 2012, “Do Local Amenities Affect Urban Wage Premium? Some Evidence from the Greek Case”, *Sustainable Cities and Society*, 2: 63 - 69.
- Fan X., D. Zheng, and M. Shi, 2016, “How Does Land Development Promote China’s Urban Economic Growth? The Mediating Effect of Public Infrastructure”, *Sustainability*, 8, 279, doi: 10.3390/su8030279.
- Gabriel, S. and S. Rosenthal, 1999, “Location and the Effect of Demographic Traits on Earnings”, *Regional Science and Urban Economics*, 29: 445 - 461.
- Gottlieb, P.D. 1995, “Residential Amenities, Firm Location and Economic Development”, *Urban Studies*, 32(9): 1413 - 1436.
- He, C., Z. Huang, and R. Wang, 2014, “Land Use Change and Economic Growth in Urban China: A Structural Equation Analysis”, *Urban Studies*, 51: 2880 - 2898.
- Kong, F., H. Yin and N. Nakagoshi, 2007, “Using GIS and Landscape Metrics in the Hedonic Price Modeling of the Amenity Value of Urban Green Space: A Case Study in Jinan City, China.”, *Landscape and Urban Planning*, 79: 240 - 252.
- Roback, J., 1982, “Wages, Rents, and the Quality of Life”, *Journal of Political Economy*, 90(6): 1257 - 1278.
- Rosen, S. 1974, “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition”, *Journal of Political Economy*, 82(1): 34 - 55.
- Stock, J.H., J.H. Wright, and M. Yogo, 2002, “A survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 20: 518 - 529.

## How Urban Infrastructure influence Individual Wage Income: Premium or Discount

Zheng Dan Tatsuaki Kuroda

**Abstract:** Existing studies of infrastructure primarily focus on the impact of infrastructure on urban growth. By comparison, this paper investigates how urban infrastructure influences individual wage income. Combining micro-level data of CHIP-2002, CHIP-2007 and macro-level data of city characteristics, this paper adopts 2SLS method to estimate the impact of urban infrastructure on individual wage income. In particular, the change of urban land revenue is adopted as instrument variable of urban infrastructure. After controlling for the influences of urban living cost and population size, the estimation results confirm the existence of wage premium effect of urban infrastructure. It is found that wages are higher in cities with higher level of infrastructure. It is also found that the wage premium effect of urban infrastructure varies with individual's education level. The higher the level of education, the larger the effect of wage premium. The estimation results are robust to various tests of endogeneity and sample selection bias.

**Keywords:** Urban Infrastructure; Education Heterogeneity; Wage Income; 2SLS.

(责任编辑: 金保)

附表1 城市基础设施指标体系

类别	指标名称 (单位)	计算方法
环境生态	生活垃圾处理率 (%)	生活垃圾处理量/生活垃圾清运量
	工业废水排放达标率 (%)	达标工业废水排放量/工业废水排放总量
	绿化覆盖率 (%)	建成区绿地面积/建成区面积
生活宜居	娱乐设施水平 (个/万人)	电影院和剧院的总数/城市人口数
	文化设施水平 (册/百人)	公共图书馆藏书总数/城市总人口数
	教育设施水平 (无单位)	教师总量 (高等教育和义务教育阶段) / 学生总量 (高等教育和义务教育阶段)
	医疗设施水平 (张/万人)	医院床位数/城市总人口数
交通出行	道路基础设施 (平方米/人)	实有铺装道路面积/城市总人口数
	路网密度 (千米/平方公里)	道路长度/建成区面积
	公共交通设施水平 (辆/万人)	实有公共营运车辆/城市总人口数

附表2 城市基础设施水平综合指数

2001 年		2006 年	
城市	综合指数	城市	综合指数
北京市	3.362	上海市	1.641
太原市	0.667	南京市	0.188
大同市	-0.067	无锡市	-0.003
长治市	-0.329	杭州市	-0.335
运城市	-0.500	宁波市	-0.374
沈阳市	1.078	合肥市	-0.288
大连市	0.977	蚌埠市	-0.642
锦州市	-0.129	郑州市	-0.185
铁岭市	-0.363	洛阳市	-0.475
南京市	1.610	安阳市	-0.495
无锡市	0.806	武汉市	0.165
徐州市	-0.309	广州市	0.614
南通市	-0.384	深圳市	1.113
盐城市	-0.547	东莞市	0.317
扬州市	0.081	重庆市	0.45
泰州市	-0.292	成都市	-0.148
宿迁市	-0.597	绵阳市	-0.718
合肥市	0.620	乐山市	-0.825
芜湖市	0.155		
蚌埠市	-0.312		
淮南市	0.331		
黄山市	-0.372		
亳州市	-0.668		
郑州市	0.301		
开封市	-0.411		
平顶山市	-0.414		
安阳市	-0.404		
新乡市	-0.434		
许昌市	-0.503		
信阳市	-0.681		

2001年		2006年	
武汉市	1.086		
宜昌市	0.492		
襄樊市	-0.263		
荆门市	-0.172		
黄冈市	-0.526		
咸宁市	-0.515		
广州市	1.754		
韶关市	-0.476		
佛山市	0.305		
湛江市	-0.567		
肇庆市	-0.412		
惠州市	-0.248		
揭阳市	-0.658		
重庆市	-0.384		
成都市	0.258		
泸州市	-0.369		
广元市	-0.526		
内江市	-0.486		
乐山市	-0.482		
南充市	-0.572		
昆明市	0.896		
曲靖市	-0.497		
保山市	-0.557		
丽江市	1.897		
兰州市	-0.313		
武威市	-0.315		
平凉市	-0.623		