

# MPRA

Munich Personal RePEc Archive

## Study On the Relationship Between Water Infrastructure in Urban and Regional Income Difference

Kun Xu

School of Economics in Anhui University

November 2015

Online at <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/71077/>

MPRA Paper No. 71077, posted 11 May 2016 04:57 UTC

## 城市水基础设施与地区收入差异分析

许坤

(安徽大学经济学院, 合肥, 230601)

**摘要:** 尽管我国在消除贫困上成就斐然, 但居民收入差距依旧很高, 地区发展不平等持续扩大, 而基础设施建设被视为消除收入不平等的重要政策。本文首先对城市水基础设施与地区收入间影响关系进行检验, 进而对其与人口因素和交通基础设施因素的共同作用机制进行了分析, 并检验了城市水基础设施影响收入的区域异质性。研究结果表明: 城市水基础设施对收入有显著影响, 且程度强于交通基础设施和人口因素; 交通基础设施和人口因素对城市水基础设施影响地区收入的程度有影响; 城市水基础设施对收入的影响存在区域异质性, 华中和东部沿海地区与西部和华北地区有完全相反的作用效果。因此本文建议政府基建投资应更多向城市水基础设施建设倾斜, 制定建设方案时因考虑地区人口、交通和水资源储量等本地区实际因素。

**关键词:** 城市供水; 收入差异; 人口增长率; 交通基础设施

## Study On the Relationship Between Water Infrastructure in Urban and Regional Income Difference

Xu Kun

(School of Economics in Anhui University, Hefei, 230601)

**Abstract:** Despite the great achievement of eliminating poverty, the gap of income between different social classes is still enlarging, and infrastructure construction is deemed as valuable policy for controlling income inequality. This paper firstly testifies if water infrastructures exert significant influence on regional income, and then analyzes the co-mechanism among population, transportation and water infrastructures, and finally verifies heterogeneity of the influence. Empirical results show that: water infrastructure exerts significantly greater impact than population and transportation infrastructure on regional income; population factors and transportation effect on mode of the influence; regional difference exists, that's eastern and central China show absolutely adverse effect of the influence with western and northern China. Therefore, investment on infrastructure construction needs to decline on, such as sewage, and construction plan should take consideration of, for instance, population of area, blocks, and water reservation, and etc.

**Keywords:** Urban Water Infrastructure; Income Inequality; Population Growth; Transportation Infrastructure

## 1. 引言

贫穷与不平等始终是全球性挑战，而中国治理贫困的成就举世瞩目，并为实现联合国世界扶贫减贫目标做出了巨大贡献，1981年至2011年间中国脱贫人口总数超过7.53亿人，约占同期发展中国家脱贫总人口总数68.45%，（World Bank, 2009; World Bank, 2015），在此基础上我国政府计划至2020年使全部中国人口脱贫<sup>1</sup>。不仅如此，从区域人均收入差异角度看，我国治理区域收入不平等也取得了巨大成功。实行市场经济制度后，我国地区人均收入差距不断缩小。1993年至2014年间，低收入地区人均收入增幅高于高收入地区：人均收入在2014年平均值上升了15.796倍，最小值上升了21.388倍，最大值上升了9.511倍。并且地区收入不平等程度不断缩小，2014年人均收入偏度为原来的50.352%，极差为1993年的44.469%，变异系数则为67.274%。但地区收入差异始终未彻底改变，东部沿海地区人均GDP和GDP总量均高于内陆地区。2014年人均收入最高的天津、北京、上海、江苏和浙江主要为沿海省份，而最低的广西、西藏、云南、甘肃和贵州则为内陆省份（主要为西南省份）；从总量来看，最高的广东、江苏、山东、浙江和河南主要为沿海省份，最低的甘肃、海南、宁夏、青海和西藏主要为内陆省份（主要为西部省份）。并且即便在内陆地区，不同省份人均收入差别也很巨大。同样地处华北的内蒙古2014年人均GDP全国第六，而山西则排名第24；地处边疆的新疆排名第16，云南排名第29；地处中部的湖北排名第13，而江西和安徽分别排名第25和26。唯一的地理差异在于，东部沿海省份全部排名前10，排名后10的则主要为中部和西南部省份，并且中部相对较高。亦即我国地区差异主要表现在沿海和非沿海省份上（刘生龙、胡鞍钢，2010）。尽管缩小地区差异总体缩小，实行市场经济制度的最初10年（1993年至2002年），偏度、极差和变异系数是不断上升的，从2003年前后才开始逐渐下降，偏度、极差和变异系数最大值分别为2.283（2001年）、10.847（2002年）和0.708（2002年）。

然而中国贫困人口总数和地区收入不平等不断下降的同时，居民收入总体不平等程度却在不断上升（Dollar, 2007; Sharma等, 2011; world bank, 2012），虽然近年来从2008年峰值0.491下降至2014年0.473，但依然高于国际警戒水平（杨耀武、杨澄宇，2015）。那么是什么因素导致我国人均收入如此巨大差异呢？传统观点认为，人力资本（Galor, 2011）、社会因素（Alesina, 2012）、政治制度（Acemoglu, 2013）、收入水平（Grossman、Helpman, 2014）、劳动力结构（Mueller等, 2015）、宗教（Michalopoulos等, 2015）等许多因素都会影响社会财富分配，导致收入不平等。然而，快速解决经济发展不平等，消除收入不平等问题的公共政策建议始终围绕财政货币政策和基础设施建设展开，因为基建投资有利于快速形成人力资本和物质资本，改善贸易条件（李平等，2011）。

但是作为缩小地区差异的政策手段主要为基础设施改善，主要集中于交通基础设施的改

---

<sup>1</sup> 习近平主席在“2015减贫与发展高层论坛”上指出2015年至2020年间，中国政府承诺使现有7000万贫困人口全部脱贫。

善。交通基础设施的改善主要是便利交易，降低交易成本，扩大市场范围，而作为城市水供给基础设施的建设主要是满足其社会功能，忽视了对经济增长的贡献，城市供水能力，如污水处理，可以改善人力资本。许多研究均表明，城市给排水和污水处理基础设施建设水平是影响经济增长的重要因素，那么在我国是否也如此呢？本文对此进行研究。

本文利用 2004 年至 2013 年我国 31 个省级行政区面板数据对城市供水基础设施与地区收入水平间的关系进行了研究，主要分析了以下问题：城市供水基础设施建设是否影响地区收入水平；城市供水基础设施建设如何影响地区收入水平；此影响是否存在地区差异；城市供水基础设施改造是否有利于缩小地区收入差距。后文结构安排如下：第二部分回顾当前与城市供水基础设施与地区经济发展关系相关研究；第三部分提出本文实证研究模型以及待检验假设；第四部分对实证研究结果进行分析；第五部分总结实证分析结论，并分析其隐含政策含义。

## 2. 理论分析

### 2.1 理论假说

对于缩小“南北”差异，世界银行和 IMF 均指出除必要的财政货币制度改革外，资本充足国家需要为发展中国家提供更多资金，帮助改善地区基础设施（World Bank, ; IMF, ）。基础设施建设是推动我国经济增长的主要动力，其不仅促进我国投资和资本存量快速上升，而且还降低了区域贸易成本，扩大了市场范围（Sahoo 等，2010）。在东南亚、印度、中国等亚洲主要发展中国家和地区，还是在美和欧盟等发达经济体，基础设施建设都在刺激经济活动、降低交通运输成本、提供更多就业、提升区域竞争力等方面做出重要贡献（Sahoo 等，2008、2009、2010；; European Commission, 2014）。

既然如此，我国各地区城市水供给基础设施水平应该是潜在影响地区收入的因素，因此我们首先提出如下待检验假设，

假设一：城市水供给和处理基础设施与地区收入水平无关。备择假设为城市水供给和处理基础设施水平会影响收入水平。

城市水清洁程度与居民健康正相关，并且污水处理能力会影响新生儿死亡率（Alsan、Goldin, 2015），因此城市清洁水供给能力会同时影响当前劳动力质量（健康）以及未来劳动力数量（婴儿死亡率），进而对人力资本产生持久影响。不仅如此，城市清洁水供给能力也能间接反映地方政府环境污染处理能力，因此给排水和污水处理基础设施建设是改善人力资本和自然环境质量的途径，交通基础设施建设则不具有该社会环境功能，这是城市水基础设施与交通基础设施推动经济发展的主要差别。因此，提出如下待检验假设，

假设二：人口出生率和死亡率不会改变城市水基础设施对地区收入水平的影响程度。备择假设为人口出生率或死亡率会改变城市水基础设施对地区收入水平的影响程度。

假设三：城市水基础设施不会改变人口出生率和死亡率对地区收入的影响程度。备

择假设为城市水基础设施不会改变人口出生率或死亡率对地区收入的影响程度。

除此之外,陆铭等(2012)指出城市规模扩大能促进就业,进而带动人口规模扩大,这需要更多教育资源投入和更大基础设施投资规模。因此包括交通和城市市政基础设施建设水平可能会受到人口规模影响,亦即基础设施建设只有在人口规模扩大的情况下才会促进经济增长,本文也对其进行检验,

假设四:城市水基础设施对地区收入的影响程度与人口密度无关。备择假设为城市水基础设施对地区收入影响与人口密度有关。

最后,李泊溪、刘德顺等(1995)认为我国交通基础设施水平和建设规模存在巨大区域差异。而城市水基础设施,特别是给排水管道建设通常与道路改造建设同步进行,因此本文也检验区域交通基础设施差异是否改变城市水基础设施对收入影响程度,

假设五:城市水基础设施对地区收入的影响程度与交通基础设施建设无关。备择假设为城市水基础设施对地区收入影响与交通基础设施有关。

假设六:城市水基础设施对收入的影响程度不存在区域差异;备择假设为城市水基础设施对收入的影响程度存在区域差异。

## 2.2 实证模型

本文首先对我国供水能力与地区收入差距间影响关系进行检验。供水能力实质反应的是供水基础设施水平,与道路交通等共同组成了城市基础设施系统。因此与刘生龙、胡鞍钢等(2010)一样可采用Barro(1990)基础设施经济增长模型,采用人均产出增长率与基础设施水平替代指标直接进行线性回归,回归方程如下:

$$PGY_i = \alpha_0 + \alpha_1 if_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中 $PGY_i$ 表示第 $i$ 个体人均产出增长率, $if_i$ 第 $i$ 个体基础设施水平, $X_i$ 表示一组外生影响 $PGY_i$ 的控制变量。另一种方法是利用人均产出或人均收入与基础设施水平替代指标直接进行回归估计(Alsan、Goldin, 2015),回归方程如下:

$$\ln(PY_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(I_i) + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

与方程(1)相似,方程(2)中 $PY_i$ 表示第 $i$ 个体人均产出增长率, $I_i$ 第 $i$ 个体基础设施水平, $X_i$ 表示一组外生影响 $PY_i$ 的控制变量, $\ln(\cdot)$ 表示对相应变量取对数。我们认为上述两种方法均可用于检验基础设施水平与收入间的关系,但方程(1)侧重检验基础设施水平与人均收入增长速度间的关系,而方程(2)则侧重检验基础设施水平与人均收入水平间的关系。因此基于基础设施与经济增长两类模型不同侧重点,本文以方程(2)为基准模型进行分析,并设定如下回归方程:

$$\ln(py_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(sw_{it}) + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中 $i$ 表示我国内地31个省、市和自治区, $t$ 表示年份, $py_{it}$ 第 $i$ 省在第 $t$ 年全年人均产出水平, $sw_{it}$ 表示第 $i$ 省在第 $t$ 年城市平均供水能力。若假设一成立, $\ln(sw_{it})$ 无法通过显著性检验;而如果其通过显著性检验,则表明假设一不成立,即城市水供给能力是影响地区

收入的因素。为进一步验证人口出生率、人口死亡率、地区人口密度和交通基础设施水平是否改变城市水基础设施对地区收入影响程度，并参照 Alsan、Goldin 等（2015）分析思路，我们在方程（3）基础上引入工具变量进行分析，

$$\ln(py_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(sw_{it}) + \beta X_i + \gamma IV_{it} * \ln(sw_{it}) + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中  $IV$  为代表人口出生率、人口死亡率、地区人口密度和交通基础设施水平的工具变量。若假设二至假设五成立，则交互项  $IV_{it} * \ln(sw_{it})$  回归系数无法通过显著性检验；若其通过显著性检验，则表明工具变量确实会改变城市水基础设施对地区收入的影响程度。

### 3. 实证结果

#### 3.1 数据说明

本文关键变量为城市水基础设施和交通基础设施。关于城市水基础设施，我国目前已公布的与此相关的数据包括城市水综合生产能力、污水处理能力、市政给排水管道长度以及城市用水普及率等，其中城市水综合生产能力数据根据城市取水设施、净化设施、供给管道、污水回收管道、污水处理厂等进行综合计算，并且根据“取、净、供、排”等能力分别赋予不通过权重，环节越薄弱，权重越大。其不仅包含市政给排水管道长度和污水处理设施数量，也包括城市水基础设施系统的各组成部分。城市用水普及率指标是指用水人口与总人口之比，其反应的是地区总人口中清洁水的覆盖程度。因此综合数据可得性和指标匹配程度，我们选择城市水综合生产能力指标作为城市水基础设施替代指标，数据来源于国家统计局分省年度数据城市概况分组指标。而已公布的城市交通相关指标包括市政道路长度、道路面积、城市桥梁数量、公共交通总量及运行长度以及人均拥有量等指标。其中城市桥梁数量无法客观全面反映交通基础设施建设情况，并且交通基础不仅包括城市道路建设，而且还包括公共交通运输能力，因此本文最终选择人均公共交通拥有量和人均道路面积作为交通基础设施建设的替代指标。

本文采用国家统计局数据库已公布的 2004 年至 2013 年<sup>2</sup>31 个省级行政单位城市每日平均供水量作为  $sw_{it}$  替代指标，各省人均收入作为  $py_{it}$  替代指标，利用面板回归模型对其进行分析。为使显著性检验结果更具一般性，本文在仅包含人均产出和城市供水能力变量基础上引入人口、交通基础设施建设水平、外国投资、政府支出、固定资产投资、经济景气等作为控制因素，从而排除其干扰。控制变量主要包括人口出生率（ $br$ ）和死亡率（ $dr$ ）、平均人口密度（ $dp$ ）、人均道路拥有面积（ $r$ ）、人均交通工具拥有量（ $tr$ ）、人均固定资产投资额（ $k$ ）、人均外国直接投资额（ $fdi$ ）、人均财政支出（ $g$ ）以及失业率（ $uner$ ），人均指标采用地区常住人口总额进行换算，并对人均固定资产投资额、人均外国直接投资额、人均财政支出等取对数。为保证数据一致性，控制变量指标也采用国家统计局公布的 2004 年至 2013 年全国 31 个省级行政单位数据，并采用逐步引入方法对显著性检验结果稳定性进行分析。

<sup>2</sup> 2004 年以前我国并未对城市供水量进行统计，2014 年城市供水量因未知原因暂未对外公布。

表 1 假设一检验结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
sw	0.135*** (4.777)	0.126*** (4.496)	0.112*** (4.131)	0.111*** (4.026)	0.110*** (3.988)	0.122*** (4.903)	0.064*** (3.338)	0.064*** (3.324)	0.064*** (3.340)	0.053*** (2.795)
br		-0.024*** (-2.864)	-0.032*** (-3.850)	-0.032*** (-3.845)	-0.031*** (-3.648)	-0.015* (-1.848)	-0.010 (-1.640)	-0.010* (-1.731)	-0.011* (-1.821)	-0.010* (-1.676)
dr			0.083*** (4.300)	0.084*** (4.307)	0.081*** (4.148)	0.0464** (2.556)	0.003 (0.195)	0.001 (0.071)	0.001 (0.091)	0.008 (0.592)
dp				-0.005 (-0.406)	-0.006 (-0.439)	-0.008 (-0.666)	-0.008 (-0.857)	-0.008 (-0.938)	-0.007 (-0.811)	-0.009 (-1.020)
tr					0.006 (1.559)	-0.009** (-2.426)	-0.004 (-1.221)	-0.003 (-0.964)	-0.003 (-0.902)	-0.001 (-0.356)
r						0.025*** (7.661)	0.009*** (3.352)	0.010*** (3.569)	0.010*** (3.685)	0.011*** (4.093)
k							0.311*** (14.042)	0.305*** (3.569)	0.299*** (13.275)	0.303*** (13.767)
fdi								0.025* (1.807)	0.028** (2.024)	0.037*** (2.641)
uner									-0.020 (-1.537)	-0.016 (-1.221)
g										0.107*** (3.742)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
F 统计量	22.815	15.825	17.409	13.056	10.989	20.996	59.956	53.335	47.925	46.749
Adj. R <sup>2</sup>	0.069	0.093	0.144	0.144	0.150	0.280	0.525	0.527	0.528	0.542

注：(1) 括号内值为 t 统计量值；(2) 无 “\*” 表示 10%显著性水平上不拒绝系数为零的原假设，“\*”、“\*\*” 和 “\*\*\*” 分别表示 10%、5%和 1%显著性水平上拒绝原假设；(3) 下表均与此相同。

### 3.2 回归结果

表 1 为城市水基础设施是否影响地区收入（假设一）检验结果，其中模型 1 为不包括任何控制变量的基准回归结果，模型 2 至模型 10 为逐步引入不同控制变量后的回归结果，并且面板分析中对个体效应和时间效应均进行控制。结果表明城市水综合生产能力对我国地区人均收入有显著影响（假设一不成立）。就模型 1 至模型 10 显著性系数显著性检验结果而言，其均在 1%显著性水平上拒绝系数为零的原假设，因此其影响也显著存在。从回归系数来看，虽然其结果差异明显，在 0.053 至 0.135 之间变化，各模型回归系数均显著为正，表明总体上城市水综合生产能力提升会引起地区人均收入上涨。并且城市水综合生产能力对地区人均收入正效应不因省份和时间的不同而产生差异。

就人口因素和交通基础设施因素而言，除人均道路拥有面积在各回归（模型 6 至模型 10）中均通过 1%显著性检验，人口出生率在模型 7 以外的各模型中均通过显著性检验，其它变量显著性检验结果差别较大。该结果进一步证实我国道路基础设施建设和人口出生率能推动地区收入上涨，但其它因素对我国地区收入是否存在影响则需进一步检验。不仅如此，从人均道路拥有面积回归系数来看，其在 0.009 至 0.025 之间变化，显著低于城市水综合生产能力回归系数（最小值为 0.053，并且在模型 7 至模型 10 中相对稳定）。而人口出生率系数虽然变化较大（-0.010 到-0.032），但系数均显著为负，表明人口出生率上升会降低人均收入，并且绝对值也显著低于城市水综合生产能力。总体而言该结果表明，城市水基础设施对我国地区收入的推动力显著高于人均道路拥有面积和人口计划生育政策，亦即城市水基础设施建设对收入的改善效果优于交通基础设施建设和计划生育政策。

就经济因素而言，各回归显著性检验结果在不同模型中也具有相同结果。人均固定资产投资和人均政府支出均通过 1%显著性检验，人均外商直接投资则分别通过 10%（模型 8）、5%（模型 9）和 1%（模型 10）显著性检验，而失业率则未通过显著性检验。该结果表明，固定资产投资、政府支出和外商直接投资均能影响地区收入水平，失业率虽然是反映经济景气程度的指标，但其并不影响地区收入水平。就系数而言，人均固定资产投资高于城市水综合生产能力，人均政府支出系数与其接近，而外商直接投资系数则低于城市水综合系数，表明以城市水综合生产能力衡量的城市水基础设施水平对地区收入的推动作用在所分析的指标中仅低于人均固定资产投资，城市水基础设施对收入的推动作用长期以来受到忽视——更多资本和研究资源用于交通基础设施，但其对经济的推动作用低于城市水基础设施。

### 4.2 稳健性分析

为使回归检验结果稳健，前文已通过个体效应和时间效应对样本中省份差异和时间差异进行控制，且城市水综合生产能力对人均收入显著性检验结果和回归系数符号均为改变，表明以城市水综合生产能力对人均收入影响不因省份和时间变化而改变。同时，前文以通过逐步引入控制变量方法分析了控制变量变化（不同回归方程）是否影响显著性检验，结果表明其并不因控制变量增加而发生变化，但控制变量逐步引入确实影响了系数估计值。接下来，



我们通过被解释变量和解释变量替换、改变估计方法、改变估计样本等对回归和检验结果稳健性进行详细分析。

**表 2 稳健性检验**

	模型 10	模型 11	模型 12	模型 13
sw/ws	0.053*** (2.795)	-0.010* (1.866)	-0.086*** (-2.606)	-0.297** (-2.582)
br	-0.010* (-1.676)	0.001 (0.519)	-0.017** (-2.301)	0.001*** (2.677)
dr	0.008 (0.592)	-0.002 (-0.427)	0.042** (2.460)	0.338*** (5.037)
dp	-0.009 (-1.020)	0.000* (2.035)	0.000 (-1.617)	0.155*** (8.384)
tr	-0.001 (-0.356)	0.000 (-0.394)	-0.003 (-0.946)	-0.048 (-0.810)
r	0.011*** (4.093)	0.000 (0.276)	0.011*** (3.216)	0.000*** (5.070)
k	0.303*** (13.767)	-0.002 (-0.607)	-0.069*** (5.088)	0.008 (0.639)
fdi	0.037*** (2.641)	0.000 (-1.633)	-0.002*** (-4.515)	0.003 (0.280)
uner	-0.016 (-1.221)	0.004 (-1.046)	-0.017 (-1.015)	0.000 (-0.562)
g	0.107*** (3.742)	0.002 (0.188)	0.001 (0.039)	-0.002 (-1.054)
个体效应	YES	YES	YES	
时间效应	YES	YES	YES	
F 统计量	46.749	2.442	17.608	31.29
Adj. R <sup>2</sup>	0.542	0.0451	0.340	0.518

注：模型 4 中 0 系数实际为 2.7889e-06；模型 5 中 0 系数实际为 1.317e-04；历年截面回归结果与模型 5 中结果差异非常小，故只列出 2013 年一组回归结果。

首先，根据 Barro（1990）和刘生龙、胡鞍钢等（2010）对交通基础设施与经济增长研究中的做法，以产出增长率作为被解释变量进行面板回归分析（结果见表 2 模型 11）。结果表明，城市水综合生产能力在 10%显著水平上通过检验，并且回归系数为负。首先，模型 11 稳健性检验的显著性结果表明，以产出增长率作为被解释变量并不改变检验结果。其次，系数估计结果为负也与理论人均收入作为被解释变量时估计结果为正相一致。根据现代经济增长理论，经济增长率与人均收入水平负相关，亦即当经济向稳态收敛的速度随产出和收入水平的提高而不断下降。因此城市水综合生产能力在提升地区收入水平的同时也会抑制经济增长速度。在实证检验结果上则体现为其对收入水平系数估计值为正，而对经济增长率系数估计结果为负。

其次，以污水处理能力作为替代解释变量对显著性检验结果进行稳健性分析（结果见表 2 模型 12）。模型 12 结果表明污水处理能力对地区收入影响存在，通过了 1%显著性检验。但系数估计结果为负，即污水处理能力越高，地区人均收入水平越低。我们认为可能的原因在于我国城市水基础设施系统包括取水系统、净化系统、给排水系统和回收系统，且城市水基础设施建设基本由地方政府财政负担。因此污水处理能力越强，其在固定的政策拨款规模

中获得的资金比重越高，取水系统、给排水系统<sup>3</sup>和水回收系统建设资金比重越小，城市水基础设施建设差异越大。结果是污水处理能力的提升不仅不能提升城市水基础设施总体质量，反而抑制了城市水基础设施对收入的推动作用。另一可能原因是，

最后，以不同年份子样本进行截面分析，通过改变样本和回归方法分析城市水综合生产能力显著性检验结果的稳健性（结果见表 2 模型 13）。结果表明，虽然系数估计结果为负，但系数在历年子样本 OLS 回归中依然通过 1%显著性检验。并且在控制个体效应和时间效应的情况下，通过分别对东部沿海省份（模型 19）、西部省份（模型 20）、华北省份（模型 21）和剩余其它省份（模型 22）进行面板分析（结果见表 4），结果显示虽然回归系数值存在正负差异，但均通过显著性检验。

综合以上分析，以城市水综合生产能力表示的城市水基础设施水平确实对地区收入有影响，其并不因指标选择、控制变量选择、实证分析方法和样本选择不同而变化，结果稳健，因此假设一不成立。

#### 4. 对作用机制的讨论

##### 4.1 人口交互机制

模型 14 至模型 16 为引入表示不同人口影响因素交互项机制的回归结果，其中模型 14 引入人口出生率交互项，模型 15 引入人口死亡率交互机制，模型 17 引入人口密度交互机制。结果显示，城市水综合生产能力在各模型中均通过 1%显著性检验，而人口出生率和死亡率及其与城市水综合生产能力交互项也在各自模型中通过 1%显著性检验，人口密度在模型 17 中通过 10%显著性检验，但其交互项未通过显著性检验。该结果表明人口出生率、死亡率与城市水基础设施同时存在影响地区收入的独立机制和共同作用机制，假设二、三不成立；而人口密度与城市水基础设施则不存在共同影响地区收入的作用机制，假设四成立。

表 3 人口机制和交通基础设施机制检验

	模型 10	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
sw	0.053*** (2.795)	-0.158*** (-2.839)	-0.359*** (-3.954)	-0.125*** (4.561)	-0.208*** (6.970)	0.196*** (6.812)
br	-0.010* (-1.676)	-0.133*** (-5.591)	-0.014** (-2.053)	-0.013* (-1.799)	-0.010 (-1.450)	-0.007 (-1.046)
dr	0.008 (0.592)	-0.028* (1.726)	-0.416*** (-4.878)	0.031* (1.797)	-0.033** (2.009)	-0.028* (1.673)
dp	-0.009 (-1.020)	0.000 (-0.749)	0.000 (-1.319)	0.000 (0.697)	0.000 (-1.211)	-0.000** (-2.228)
tr	-0.001 (-0.356)	-0.003 (-0.847)	-0.005 (-1.432)	-0.006* (-1.798)	0.045*** (4.034)	-0.007** (-2.033)
r	0.011*** (4.093)	-0.010*** (2.864)	0.012*** (3.479)	0.012*** (3.281)	-0.014*** (3.996)	0.070*** (5.574)
k	0.303***	-0.094***	0.059***	0.066***	-0.067***	0.075***

<sup>3</sup> 近年来，随着城市规模不断扩大，城市水基础设施建设也不断进行，但城市给排水系统的排水能力也越来越差，许多城市在雨天频繁出现城市内涝，可能的原因在于城市水基础设施系统建设不同步，差异越来越大。

	(13.767)	(6.593)	(4.393)	(4.735)	(-3.480)	(5.550)
fdi	0.037*** (2.641)	-0.001*** (-2.875)	-0.002*** (-3.990)	-0.002*** (-4.267)	-0.008 (-0.503)	-0.001*** (-2.677)
uner	-0.016 (-1.221)	-0.024 (-1.550)	-0.023 (-1.507)	-0.018 (-1.112)	-0.007 (-0.192)	-0.001 (-0.761)
g	0.107*** (3.742)	-0.110*** (-2.642)	-0.016 (-0.430)	-0.033 (-0.790)	-0.010*** (-4.904)	-0.097** (-2.312)
sw*br		0.022*** (5.266)				
Sw*dr			0.077*** (5.335)			
Sw*dp				0.000 (-0.979)		
Sw*tr					-0.010*** (-4.904)	
Sw*r						-0.009*** (-4.715)
个体效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
F 统计量	46.749	0.413	22.670	18.194	21.952	0.405
Adj. R <sup>2</sup>	0.542	22.5515	0.414	0.369	0.408	21.656

注：(1) Sw\*r 模型中，dp 项的回归系数为 $-1.2696e-05$ ，由于保留三位小数无法显示；模型 10 中系数为正表示的是其总效应为正，引入交互项之后，相当于将人口机制单独分离出来进行研究，那么效应就进行了分解。

#### 4.2 交通基础设施交互机制

我们在模型 17 和模型 18 中分别引入表示交通运输能力与城市水基础设施交互项和交通承载能力与城市水基础设施交互项。结果显示除模型 18 中城市人均交通工具拥有量通过 5%显著检验外，城市人均交通工具拥有量、城市人均道路面积、城市水综合生产能力及其交互项均通过 1%显著性检验，表明城市水基础设施和交通基础设施不仅存在相互独立影响地区收入机制，而且也存在相互作用机制，假设五不成立。

#### 4.3 区域异质性

表 4 区域异质性检验

	模型 19	模型 20	模型 21	模型 22
sw	-0.078* (-1.951)	0.135*** (5.485)	0.103** (2.346)	-0.097*** (-3.120)
br	0.010 (1.022)	-0.041*** (-3.639)	-0.023 (-1.560)	0.018** (2.341)
dr	-0.027 (-1.138)	-0.082*** (3.501)	-0.008 (-0.300)	-0.085*** (-4.775)
dp	0.000 (1.288)	0.000* (-1.856)	-0.000*** (-2.794)	0.000 (-0.124)
tr	0.005 (1.643)	0.010** (2.151)	0.038** (3.279)	-0.011** (-2.198)
r	0.007** (2.500)	0.000 (0.070)	0.001 (0.0640)	0.019*** (4.620)
k	-0.101*** (9.963)	0.086*** (2.146)	-0.003 (-0.061)	0.058* (1.803)
fdi	0.000 (0.086)	0.007* (2.000)	-0.003 (-0.701)	-0.001* (-1.997)
uner	0.020 (0.858)	-0.024 (-0.632)	-0.003 (-0.978)	0.036* (2.011)
g	-0.333***	-0.091	0.697***	0.093

	(-6.397)	(-1.423)	(4.073)	(1.266)
个体效应	YES	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES	YES
F 统计量	43.077	6.078	12.641	14.626
Adj. R <sup>2</sup>	0.590	0.336	0.466	0.471

注：模型 2 中系数为零实际为-1.0596e-05；模型 3 中为-3.5404e-05

模型 19 至模型 22 为在控制省份个体效应和时间效应基础上，分别利用东部沿海地区、西部地区、华北地区以及华中地区子样本进行区域异质性检验结果<sup>4</sup>。结果显示，就城市水基础设施影响地区收入水平而言，不存在地域异质性，模型 19 至模型 22 中城市水综合生产能力均通过显著性检验，其中除东部沿海地区为 10%显著性外其余均为 1%。就城市水基础设施对地区收入影响程度而言存在区域异质性，假设六不成立。西部地区、华北地区、华中地区和东部沿海地区系数估计值分别为 0.135、0.103、-0.097 以及-0.078。其表明华北和西部地区城市水基础设施改善对地区收入有推动作用，且西部地区推动作用更大；以华中为主的其它地区和东部沿海地区则为抑制作用，且华中地区抑制作用更大。不仅如此，由于华中地区相对于东部沿海地区抑制作用更强，并且经济发展程度相似的华中地区和华北地区有不同影响方式，因此可排除经济发展程度与影响程度间的关联——若其受经济发展程度影响，则根据西部地区、华北地区和东部沿海地区系数估计值变化特征，华中地区的抑制程度应该弱于东部沿海地区，甚至呈现出推动地区收入上升的效果。

城市水基础设施对地区收入影响的区域异质性可能的原因是其与地区淡水存量相关。我国华中地区是淡水资源相对集中的地区，五大淡水湖中鄱阳湖、洞庭湖和巢湖均位于华中地区，而太湖也紧邻华中地区安徽省，淡水资源丰富使得城市水基础设施投资无效，造成资源浪费并抑制地区收入；与此相对西部地区地处高原，淡水资源紧缺，华北地区相对于华中地区和东部沿海地区淡水资源亦稀缺，因此城市水基础设施水平提升有助于改善居民用水质量，推动经济发展。

## 5. 结论与政策建议

消除贫困和不平等，缩小地区收入差距是未来包括中国在内的世界各国面临的主要挑战。本文利用 2004 年至 2013 年我国省际面板数据分析了城市水基础设施水平与地区人均收入水平间的关系，并对城市水基础设施与人口因素和交通基础设施因素共同影响地区收入的机制，以及城市水基础设施对收入影响程度的区域异质性进行了研究。研究结果表明：（1）城市水基础设施对地区收入有显著影响，且影响程度强于人口因素、交通基础设施等；（2）其对地区收入影响机制与人口出生率和死亡率存在相互推动作用，但与人口密度不存在共同抑制或促进作用；（3）同时与交通基础设施则存在相互抑制地区收入的作用；（4）城市水基础

<sup>4</sup> 东部沿海地区包括北京、天津、上海、江苏、浙江、山东、福建、广东和海南；西部地区包括广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏和新疆；华北地区包括河北、山西、陕西、内蒙古、辽宁、吉林和黑龙江；其它地区主要为华中地区，包括安徽、江西、河南、湖北、湖南。

设施对地区收入影响存在区域异质性,华中和东部沿海地区存在抑制效应,而西部和华北地区则存在促进作用。

本文研究结果也隐含表明:(1)由于城市水基础设施水平对地区收入水平有显著影响,是导致我国地区收入不平等的原因,因此建设城市水基础设施系统可以推动地区收入增长,缩小区域收入不平等程度;(2)不仅如此,由于城市水基础设施比交通基础设施等对收入有更大影响,因此基础设施建设上可以向城市水基础设施建设倾斜,提高交通基础设施投资效率的同时改善水基础设施;(3)城市水基础设施对收入的影响程度随地区人口出生率和死亡率等不同而有差异,因此制定城市水基础设施投资计划时需要考虑地区人口因素和交通基础设施因素,协调共同发展;(4)城市水基础设施建设具有区域异质性,华中和东部沿海地区的城市水基础设施建设和西部地区和华北地区不同,不能仅依靠地区经济发展水平制定政策,还应该考虑地区淡水资源存量等自然因素,综合制定发展规划。

## 参考文献

- [1] World Bank. From Poor Areas to Poor People: China's Evolving Poverty Reduction Agenda: An Assessment of Poverty and Inequality in China. World Bank Report, No. 47349, 2009.
- [2] World Bank. Poverty Alleviation and Agriculture-based Industry Pilot and Demonstration in Poor Areas Project. World Bank Report, No. PAD442, 2015.
- [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. 中国工业经济, 2010 (4), 14-22.
- [4] Dollar David. Poverty, inequality, and social disparities during Chinas economic reform. World bank Policy Research Working Paper, No. WPS4253, 2007.
- [5] Sharma Manohar, Inchauste Gabriela, Feng Juan. Rising inequality with high growth and falling poverty. World Bank Report, No. 64377, 2011.
- [6] World Bank. Reducing inequality for shared growth. World Bank Report, No. 94174, 2012.
- [7] 杨耀武、杨澄宇. 中国基尼系数是否真地下降了?——基于微观数据的基尼系数区间估计. 经济研究, 2015 (3), 75-86.
- [8] Galor Oded. Inequality, Human Capital Formation and the Process of Development. NBER Working Paper, No. 17058, 2011.
- [9] Alesina, Alberto F., Michalopoulos Stelios, Papaioannou Elias. Ethnic Inequality. NBER Working Paper, No. 18512, 2012.
- [10] Acemoglu Daron, Naidu Suresh, Restrepo Pascual, Robinson James A. Democracy, Redistribution and Inequality. NBER Working Paper, No. 19746, 2013.
- [11] Grossman, Gene M., Helpman Elhanan. Growth, Trade, and Inequality. NBER Working Paper, No. 20502, 2014.
- [12] Mueller, Holger M., Ouimet, Paige P., Simintzi Elena. Wage Inequality and Firm Growth. NBER Working Paper, No. 20876, 2015.
- [13] Michalopoulos Stelios, Naghavi Alireza, Prarolo Giovanni. Islam, Inequality and Pre-Industrial Comparative Development. NBER Working Paper, No. 21506, 2015.
- [14] 李平、王春晖、于国才. 基础设施与经济文献综述. 世界经济, 2011 (5), 93-116.
- [15] Sahoo Pravakar., Dash, Ranjan Kumar., Nataraj Geethanjali.. Infrastructure

development and economic growth in china. Institute of Developing Economies Discussion Paper, No.261, 2010.

[16] European Commission. Infrastructure in the EU: developments and impact on growth. European economy occasional papers 203, 2014.

[17] Alsan Marcella, Goldin Claudia. Watersheds in infant mortality: the role of effective water and sewerage infrastructure, 1880 to 1915. NBER Working Paper, No.21263, 2015.

[18] 陆铭、高虹、佐藤宏. 城市规模与包容性就业. 中国社会科学, 2012 (10), 47-66.

[19] 李泊溪、刘德顺. 中国基础设施水平与经济增长的区域比较分析. 管理世界, 1995(2), 106-111.

[20] Barro, Robert J.. government spending I a simple model of endogenous growth. Journal of political economy, 1990, Vol.98, No.5, S103-S125.

[21] Sigman Hilary. International Spillovers And Water Quality In Rivers: Do Countries Free Ride. American Economic Review, 2002, Vol.92, No.4, 1152-1159.

[22] Zeynep K. Hansen, Gary D. Libecap, Scott E. Lowe. Climate Variability and Water Infrastructure: Historical Experience in the Western United States. NBER working paper, No.15558, 2009.