

高铁开通缩小了城乡收入差距吗？*

——基于异质性劳动力转移视角的解释

余泳泽 潘妍

摘要：高铁开通作为中国交通运输史上的一次伟大变革，对劳动力流动产生了重要的影响。基于中国 2008~2016 年 287 个地级市层面数据，本文从异质性劳动力转移的视角，采用双重差分法（DID）和倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）评估了高铁开通对城乡收入差距的影响。研究发现，总体而言，高铁开通显著地缩小了城乡收入差距，但这一影响在地区之间表现出一定的异质性；高铁开通可以通过影响异质性劳动力转移缩小城乡收入差距；高铁开通对城乡收入差距的影响具有一定的时滞效应，表现为随着高铁通达度的提高，其缩小城乡收入差距的作用逐渐增强。

关键词：高速铁路 城乡收入差距 异质性劳动力转移 双重差分法（DID）

中图分类号：F061.3 **文献标识码：**A

一、引言

十九大报告指出，目前中国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分发展之间的矛盾。改革开放后的四十年间，中国经济发展取得了举世瞩目的成绩，但在这一增长的背后也存在着诸多的结构性扭曲，如城乡发展的不平衡问题。中国城乡居民可支配收入比已从 1978 年的 2.57:1 上升至 2015 年的 3.19:1^①，如果考虑到城镇居民的医疗补贴和教育补贴等因素，则实际城乡收入差距更大（李实，2003；陆铭、陈钊，2004；陈斌开等，2010）。城乡收入差距的扩大不但不利于中国宏观经济的可持续增长（王少平、欧阳志刚，2008；钞小静、沈坤荣，2014），更为中国社会的长期稳定带来了威胁。

现有学者关于城乡收入差距的影响因素研究主要可以分为内生性因素研究和外生性因素研究两

*感谢国家自然科学基金青年项目“适宜性创新模式选择与全要素生产率提升：基于创新价值链与空间外溢视角”（项目编号：71403115）、江苏省社科基金项目“高铁网络对江苏省经济地理格局的战略影响研究”（项目编号：17DDB017）以及江苏省高校优势学科、江苏现代服务业协同创新中心、江苏省高校品牌专业的资助。感谢匿名审稿专家和编辑部提出的宝贵修改意见和建议，作者文责自负。本文通讯作者：潘妍。

^①国家统计局（编），2017：《中国统计年鉴》，北京：中国统计出版社。

大类。其中，内生性因素主要指与经济增长相关的一些因素，包括城镇化程度（陆铭、陈钊，2004；陈斌开、林毅夫，2010）、金融发展水平（姚耀军，2005；刘贯春，2017）、生育率（郭剑雄，2005）等。外生性因素主要指政府的政策性因素，如财政支出制度（张义博、刘文忻，2012）、政府的偏向性政策（陆铭、陈钊，2004；周世军、周勤，2011；侯新烁、杨汝岱，2017）等。除上述主要因素外，交通基础设施建设也常被学者用来解释城乡收入差距问题。目前，关于交通基础设施建设对城乡收入差距的影响方向研究尚存争议，学者们并未达成一致结论（Calderón and Servén, 2004; Calderón and Chong, 2004; Getachew, 2010; 刘晓光等，2015; 彭国华，2015），相关领域仍有较大的挖掘空间。除此之外，随着科技进步，国内交通基础设施也在迅速变化中。2008年京津城际高速铁路的开通标志着中国交通基础设施事业向前迈进了一大步。高铁开通将对城乡收入差距产生怎样的影响？遗憾的是，目前关于相关主题的研究并不多见。根据本文作者已掌握的文献来看，目前仅有陈丰龙等（2018）从宏观视角考察了高铁对城乡收入差距的影响。他们发现高铁的发展将有利于缩小城乡收入差距，但该文献缺乏对相关微观机制的探索，本文对此进行了补充。

与已有文献相比，本文可能的创新之处主要有以下四点：首先，在研究视角上，以往学者在研究交通基础设施与城乡收入差距关系的问题时多研究铁路、公路等传统基础设施对城乡收入差距的影响，鲜有学者关注到高铁开通对城乡收入差距的影响，本文从高铁这一视角出发研究城乡收入差距问题具有一定的新意。其次，在研究理论上，本文从异质性劳动力转移这一视角解释了高铁开通对城乡收入差距的影响机制，相较于以往研究有所创新。再次，在研究方法上，在考虑到内生性问题的基础上，本文使用双重差分法（DID）和倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID），将高铁开通这一事件视为“准自然实验”，评估了高铁开通对城乡收入差距的影响，使得本文研究结果的精确度得到了较大的提高。最后，在研究意义上，本文评估了高铁开通对城乡收入差距的影响并发现了该影响在区域间的异质性特征，相关研究结论对政府下一阶段的基础设施建设规划具有一定的参考价值。

二、理论机制与研究设计

（一）理论机制分析

城乡二元经济结构使得中国城乡收入差距逐年扩大，而劳动力流动一直是影响城乡收入差距的重要因素（刘晓光等，2015）。交通基础设施作为劳动力流动的重要载体在其中起到了至关重要的作用。马伟等（2012）基于引力模型，以火车为例分析了以火车交通时间为表征的交通基础设施改善对人口迁移的影响，发现火车提速1%，人口迁移将增加0.7%。由此可见，交通效率的提高对促进劳动力流动十分重要。受技术等因素影响，2008年前，中国交通基础设施水平一直不高，以火车、汽车为主的传统出行方式限制了劳动力流动效率的提高。但自2008年首条设计时速350公里的京津城际铁路开通运营以来，中国高铁事业蓬勃发展。截至2016年底，中国除西藏、青海、宁夏和新疆等地区外，其它省区均有高铁线路开通运营，铁路网络整体呈现以八横八纵的高速铁路为主干线、

其它既有铁路和城际铁路等为次支线的主要分布态势。传统铁路与高铁的结合缩短了城市间的时间距离，提高了劳动力流动效率，对人口迁移产生了里程碑式的影响。

相较于传统铁路而言，高铁具有高价、高时效、客运专用的特点，这一特点使得高铁对异质性劳动力的转移作用具有一定的差异。为了简化理论机制的分析，本部分假设劳动力主要可以分为低技能劳动力和高技能劳动力两种，其中低技能劳动力主要指来源于农村拥有较低人力资本的农民，而高技能劳动力主要是指来自城市拥有较高人力资本的城镇居民。

Venables (2011) 认为劳动力会考虑城市劳动力市场质量，在选择就业地时更加倾向于选择与自身技能相匹配的地区，这一选择机制在高技能劳动力中表现得更为明显。对于高技能劳动力而言，其更偏好于在发达地区居住和就业 (Behrens et al., 2014)。但对于欠发达地区的高技能劳动力而言，其迁往发达地区就业的行为往往会受到一些限制，如户籍制度和发达地区的高房价等 (Dohmen, 2005; 梁琦等, 2018)。户籍制度的限制使得高技能劳动力在进行区位选择时会有所顾虑。大城市的“落户难”问题将导致高技能劳动力不能平等地享受发达地区的公共服务，如子女受教育受限、父母医疗保障不足等 (陈钊等, 2014; 梁文泉, 2018)。另外，高房价会成为高技能劳动力亲属进入发达地区的阻碍。对于部分需要兼顾父母与子女照料的高技能劳动力而言，其在选择劳动区位时往往会产生父母与子女因高房价不能同自己一起进入发达地区的顾虑，进而抑制其迁移行为。在交通效率不高的时代，部分高技能劳动力由于无法解决家庭照料和异地就业之间的矛盾而放弃在发达地区的异地就业行为。但是，高铁的出现将缓解这一矛盾，相对于传统的交通运输方式，高铁最大的特点就是缩短了区域之间的时间距离 (Yin et al., 2015)。以长三角城市群为例，2014年，与上海市建立“1小时同城”联系的地级市达到9个，“2小时同群”的地级市达到25个，辐射范围包括江苏和浙江全省以及安徽省的部分地级市 (王雨飞、倪鹏飞, 2016)^①。这一“时空压缩”效应意味着高技能劳动力可以通过随时来往于发达地区与欠发达地区之间来兼顾家庭照料与异地就业。

对于低技能劳动力而言，由于高铁的高价特征，低技能劳动力与高技能劳动力对高铁的需求弹性有所差异。对于收入水平相对较低的低技能劳动力而言，其在选择出行方式时选择高铁出行的概率要远低于收入较高的高技能劳动力。低技能劳动力与高技能劳动力对高铁的需求弹性差异使得越来越多的高技能劳动力流向发达地区。人力资本在发达地区的集聚不仅促进了发达地区产业升级，也加速了传统产业从发达地区向欠发达地区转移 (靳卫东, 2010)。欠发达地区在承接了由部分发达地区转移的传统产业后，对低技能劳动力的用工需求大幅增加。这为低技能劳动力提供了部分就业机会，低技能劳动力由农业部门转移至工业部门将提高欠发达地区低技能劳动力的整体收入水平，缩小城乡收入差距。此外，梁文泉、陆铭 (2015) 研究发现高技能劳动力与低技能劳动力存在一定的技能互补性。当高技能劳动力受到高铁开通影响加速向发达地区集聚时，低技能劳动力相对受到高铁开通的影响较小。这会使得发达地区出现低技能劳动力供给相对短缺的情况。低技能劳动力的

^① “1小时同城”的地级市是指高铁开通后距上海单程交通时间在1个小时之内的地级市；“2小时同群”的地级市是指高铁开通后长三角城市群内距上海单程交通时间在2个小时之内的地级市。

短缺也将提升低技能劳动力工资水平，有利于缩小城乡收入差距。

综上所述，高铁开通对于异质性劳动力转移的差异化影响将会缩小城乡收入差距。接下来，本文将构建双重差分模型验证上述观点。

（二）数据说明

本文实证研究选取的是 2008~2016 年中国 287 个地级市的面板数据，其中高铁数据主要来源于中国铁路总公司网站^①、国家铁路局的新闻报道或公告^②、中国铁路总公司 12306 网站^③和“去哪儿”网站^④。宏观经济数据来源于历年各地区统计年鉴^⑤、《中国区域经济统计年鉴》^⑥、《中国统计年鉴》^⑦和《中国城市统计年鉴》^⑧。关于地级市样本的选择，本文剔除了考察期内在地级市层面上发生过行政区划调整的样本，如巢湖市、三沙市等，保留了地级市层面以下发生过行政区划调整的地级市和撤地设市的地级市，如毕节市和铜仁市等。

（三）模型构建

本文数据包括 2008~2016 年全国 287 个地级市的相关数据。在样本地级市中，沈阳市、合肥市、南京市等 8 个地级市于 2008 年率先开通高铁。自此之后，高速铁路网迅速扩张，截至 2016 年开通高铁的地级市已增加至 164 个。也就是说，各地级市的高铁开通是逐年进行的，样本地级市中仍有 123 个地级市尚未开通高铁。这样的数据结构使得本文可以将高铁开通视为一项“准自然实验”并使用双重差分法（DID）评估其对城乡收入差距的影响（周黎安、陈烨，2005）。国内学者在评估高铁开通对宏观经济影响的相关问题时，也通常使用此方法进行估计（卞元超等，2018）。

由于高铁对开通高铁的地级市影响更大，而对未开通高铁的地级市影响相对较弱，故可以将开通高铁的地级市看作是处理组，而将未开通高铁的地级市看作是对照组。通过比较高铁开通对处理组和对照组城乡收入差距的影响就可以评估高铁开通所产生的效果。根据本文的研究目的，本文将双重差分法（DID）的基准回归模型设定为以下形式：

$$INC_DIS_{it} = a_0 + \beta_1 CRH_{it} + \gamma_j Z_{jit} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中，被解释变量 INC_DIS_{it} 为地级市城乡收入差距变量，具体为城乡收入比，下标 i 和 t 分别表示第 i 个地级市和第 t 年； CRH_{it} 为高铁是否开通变量； Z_{jit} 表示其他影响 INC_DIS_{it} 的控制

^①参见 <http://www.china-railway.com.cn/>。

^②参见 <http://www.nra.gov.cn/>。

^③参见 <https://www.12306.cn/index/>。

^④参见 <https://www.qunar.com/>。

^⑤参见 <http://tongji.cnki.net/kns55/index.aspx/>。

^⑥国家统计局国民经济综合统计司（编），《中国区域经济统计年鉴》（2009~2014 年，历年），北京：中国统计出版社。

^⑦国家统计局（编），《中国统计年鉴》（2009~2017 年，历年），北京：中国统计出版社。

^⑧国家统计局城市社会经济调查司（编），《中国城市统计年鉴》（2009~2017 年，历年），北京：中国统计出版社。

变量； δ_i 表示城市固定效应； μ_t 表示时间固定效应； ε_{it} 为随机扰动项。(1) 式中 CRH_{it} 的系数 β_1 为高铁开通对城乡收入差距的作用，即若高铁开通有利于缩小城乡收入差距，则 β_1 系数显著为负。下文将对以上各变量的选取和构造过程进行详细说明。

(四) 变量描述

1. 被解释变量。本文被解释变量是城乡收入差距。参考陆铭、陈钊 (2004) 的研究，本文选择取相对值的方法对城乡收入差距进行度量。具体为通过计算各地级市城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入（或纯收入）的比值作为判断中国各地区城乡收入差距的主要指标，相关数据来源于各地区统计年鉴和《中国区域经济统计年鉴》。考虑到各年度城镇与农村消费价格指数均不相同，本文分别对城镇和农村个人可支配收入（或纯收入）以 1978 年为基期进行了消胀处理。

通过对改革开放后中国城乡收入差距变化特征的观察，本文归纳出以下基本事实：

首先，从时序上看，总体上，中国城乡收入差距呈现扩大特征，但不同阶段城乡收入差距变化趋势具有异质性。图 1 给出了改革开放后中国城乡收入比的变化情况^①。由图 1 可知，1978 年后中国城乡收入差距的变化趋势可分为三个基本阶段：

(1) 城乡收入差距的扩大期 (1978~1993)。这一阶段城乡收入比由 1978 年的 2.57: 1 迅速增长至 1993 年的 3.80: 1。这一增长可能与 1978 年后中国城市经济体制改革步伐增大而农村经济体制改革停滞不前有关。

(2) 城乡收入差距的缩小期 (1994~2011)。这一阶段城乡收入比由 1993 年的 3.80: 1 缩小至 2011 年的 3.18: 1。可能的解释是 1994 年后农村人口逐渐涌向城市，进城务工相对提高了农村人口收入。

(3) 城乡收入差距的平缓期 (2011~2015)。这一阶段城乡收入比基本维持在 3.18: 1 左右。这可能与农村经济体制改革不足和农户进城务工增收作用有限有关。

其次，从地区分布上来看，中国城乡收入差距总体呈现自东向西逐步递增的特征。国家统计局数据显示^②，就东部地区而言，2016 年北京、天津、上海等地区城乡收入比均低于全国平均水平。就中部地区而言，中部地区各省份城乡收入差距相较于东部地区而言略高但总体差距不大。就西部地区而言，西部地区除重庆、四川外，其余各省份城乡收入差距均高于全国平均水平，并且甘肃、贵州等省份城乡收入差距最大，达到 3.4: 1 左右。由此可见，相较于经济发达地区，经济欠发达地区城乡收入差距更大，不平等趋势更明显。

^①这里的城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入（或纯收入）均以 1978 年为基期进行过去价格化处理。

^②参见 <http://www.stats.gov.cn/>。

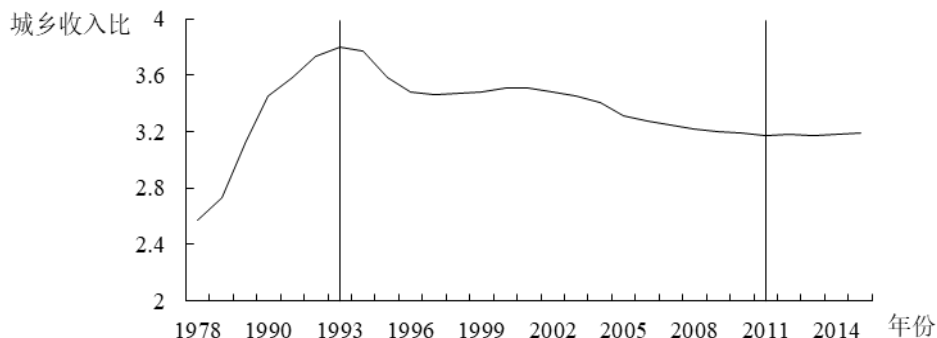


图1 城乡收入差距变动趋势图

数据来源：国家统计局（编），2017：《中国统计年鉴 2017》，北京：中国统计出版社。

2.核心解释变量。本文核心解释变量是高铁开通。对于高铁开通变量的取值，本文做如下处理：若某地某年份首次开通高铁，则将当地该年份及之后年份解释变量均取值为1，否则取值为0。本文对于地级市开通高铁与否主要依据地级市是否具有高铁站进行确定^①，对于地级市首次开通高铁的时间则主要依据该地级市高铁最早的通车年份进行确定。若高铁开通于下半年则对该地级市的高铁开通时间做滞后一期处理^②。从全国范围来看，自2008年第一条高铁线路开通以来，中国高速铁路修建呈现“井喷式”增长的态势。从本文数据来看，高速铁路覆盖地级市数从无到过半仅用了7年。分地区来看，东部地区高速铁路的修建速度最快，中部地区次之，西部地区最慢。截至2016年，东部地区已有70%的地级市修建了高速铁路，中部地区为54%，西部地区为45%。从时间趋势上看，高速铁路的修建主要呈现出东部地区最先修建，中部地区次之，西部地区最后修建的特点。表现为2011年前东部地区率先修建高铁，2011年后东部地区高铁修建速度放缓，而中部地区高铁修建速度逐渐超过东部地区，2013年后西部地区高铁修建速度加快。

3.控制变量。考虑到除高铁开通外，地级市的规模、经济发展水平、科技发展水平、产业结构、对外开放程度和失业率均会对城乡收入差距产生较大影响，故本文对上述变量进行控制。对于地级市规模变量，本文选择各地级市人口数量作为替代变量进行刻画。对于地级市经济发展水平变量，本文选取各地级市人均生产总值作为指标进行刻画，并对其以1978年为基期进行了去价格化处理。对于地级市科技发展水平变量，本文选择各地级市财政支出中科技支出的比重作为主要衡量指标。对于地级市产业结构变量，本文采用地级市二三产业增加值占生产总值的比重作为主要指标进行刻画。对于地级市对外开放程度变量，本文以各地级市实际利用外资额作为刻画指标，考虑到人民币对美元汇率的变动，本文采用当年的人民币对美元实际汇率将其换算为人民币单位，并以1978年为基期对其进行了去价格化处理。对于地级市失业率指标，本文选择考察期内失业人口与总人口的比值进行测度。

^①凡是某地级市下辖的县（区、市）设有高铁站，均算做该地级市开通高铁。

^②如武广高铁开通于2009年12月，本文将这一线路所经首次开通高铁的地级市界定为2010年开通高铁。

表 1 给出了本文主要变量的描述性统计结果。

变量名	变量定义	样本数	平均值	最小值	最大值
城乡收入比	城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入（或纯收入）之比	2357	2.558	1.526	4.683
高铁开通	开通=1；未开通=0	2357	0.312	0	1
经济发展水平	地级市人均生产总值（万元）	2357	0.754	0.241	3.714
地级市规模	地级市人口数量的对数值	2357	5.846	2.923	7.244
科技发展水平	地级市财政支出中科技支出比重	2357	0.014	0.004	0.207
产业结构	地级市二三产业增加值与国民生产总值之比	2357	0.585	0.197	0.989
对外开放程度	地级市实际利用外资额（亿元）	2357	7.551	0.015	143.811
失业率	地级市失业人口与总人口之比	2357	0.057	0.023	0.121

三、结果分析与讨论

本文此处的实证分析将分成三个部分：首先，在基准回归部分本文将使用双重差分法（DID）构建模型评估高铁开通对城乡收入差距的影响；其次，本文将分地区验证高铁开通对不同地区城乡收入差距影响的异质性；最后，本文将使用倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）对前两个部分实证结果进行验证。

（一）基准回归结果分析

依上文所言，本文使用 Stata15 软件对（1）式进行回归以观测高铁开通对城乡收入差距的影响。在实证过程中，考虑到地区高铁开通与否更多地是与高铁开通前的地区经济发展状况有关，故为了减轻因这一问题的存在而导致的估计偏误，本文将各控制变量以其前一期数据替代。表 2 中回归（1）和（2）给出了相关的实证结果，由实证结果可以初步判断高铁开通将会有效缩小城乡收入差距。具体表现为回归（1）和（2）中高铁开通变量的回归系数均显著为负。

进一步地，为了考察高铁开通对城乡收入差距的影响在时间上的变化趋势，本文分别考察了高铁开通当年和高铁开通后每一年对城乡收入差距的影响，实证结果分别如表 2 中回归（3）和（4）与（5）和（6）所示。回归（3）和（4）结果显示，高铁开通当年对缩小城乡收入差距的影响并不明显，具体表现为高铁开通当年变量系数为负但并不显著。这也在一定程度上证明了高铁开通对城乡收入差距作用的时滞性。回归（5）和（6）结果显示，高铁开通对缩小城乡收入差距的影响将在地级市开通高铁后的第 4 年显现，并在随后的年份中逐年扩大。具体表现为高铁开通当年至高铁开通第 3 年变量系数为负但并不显著，高铁开通第 4 年至高铁开通第 9 年变量系数显著为负并绝对值逐年增大（见表中回归（5））。总体来说，高铁开通将有利于缩小城乡收入差距，但这一缩小效应应具有有一定的时滞性，将在高铁开通后第四年开始显现并随后逐年增加。针对这一现象，本文认为 2008 年、2009 年和 2010 年中国的高铁事业刚刚起步，国内的高铁线路和开通高铁的地级市较少，高铁的通达度较低且连接性作用较弱。2010 年以后，中国高铁线路逐渐增加，高铁的通达度提高且连接

性增强，其对宏观经济的作用开始显现。另外，异质性劳动力转移导致的传统产业从发达地区向欠发达地区转移需要一定的过渡期，具体表现为地区的产业结构调整会发生在异质性劳动力流动的一段时间后，故由产业转移带来的收入分配效应也会相对滞后。闫肃（2012）对产业结构变迁、劳动力转移与收入分配三者之间的关系进行研究后发现，劳动力转移对收入分配的影响将在两三年之后才会显现。这一研究结果也进一步佐证了本文的研究结论。

表2 高铁开通对城乡收入差距影响的 DID 实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总效应		开通高铁第一期		开通高铁后每一期	
高铁开通	-0.2859*** (0.0297)	-0.1732*** (0.0249)	—	—	—	—
高铁开通当年	—	—	-0.0391 (0.0756)	-0.0427 (0.0422)	-0.0767 (0.0690)	-0.1123 (0.0621)
高铁开通第2年	—	—	—	—	-0.0946 (0.0434)	-0.0947 (0.0598)
高铁开通第3年	—	—	—	—	-0.1091 (0.0374)	-0.0865 (0.0321)
高铁开通第4年	—	—	—	—	-0.1959** (0.0398)	-0.1442** (0.0224)
高铁开通第5年	—	—	—	—	-0.2194** (0.0342)	-0.1372*** (0.0065)
高铁开通第6年	—	—	—	—	-0.2778** (0.0413)	-0.1883*** (0.0153)
高铁开通第7年	—	—	—	—	-0.3344** (0.0574)	-0.2430*** (0.0154)
高铁开通第8年	—	—	—	—	-0.3984** (0.0742)	-0.3150*** (0.0142)
高铁开通第9年	—	—	—	—	-0.5077** (0.0595)	—
经济发展水平	—	-0.0554*** (0.0173)	—	0.0070 (0.0108)	—	-0.0678 (0.0541)
地级市规模	—	-0.1426 (0.1871)	—	0.0007 (0.1711)	—	0.5630 (0.6460)
科技发展水平	—	0.1195 (0.8701)	—	0.5069 (0.5472)	—	0.0239 (0.3595)
产业结构	—	-0.0149 (0.0129)	—	-0.0016 (0.0019)	—	-0.0194 (0.0187)
对外开放程度	—	-0.0018 (0.0012)	—	-0.0033*** (0.0010)	—	-0.0024* (0.0007)
失业率	—	-0.0664	—	0.0199	—	-0.1108*

高铁开通缩小了城乡收入差距吗？

	—	(0.0722)	—	(0.0505)	—	(0.0280)
常数项	2.6343***	3.6551***	2.7223***	2.7104**	2.6648***	-0.4323
	(0.0095)	(1.1161)	(0.0196)	(1.0110)	(0.0149)	(3.7377)
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	2357	2010	2357	2010	2357	2010
R ²	0.3982	0.3791	0.3910	0.3748	0.3986	0.3796

注：①括号中给出的是稳健标准误差；②***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

(二) 高铁开通对不同区域城乡收入差距影响的异质性检验

高铁开通加强了各个区域间的联系，这种联系既包括人才的区域间流动，又包括信息在地区间的加速交流。在中国，人力资本流动的方向往往遵循着自西向东的大规律，这一流动方向是否会导致高铁开通对城乡收入差距的影响在不同区域间表现出一定的异质性？针对这一问题，本文分东、中、西部样本分别对公式（1）进行回归，回归结果如表3所示。表3结果显示，高铁开通将显著缩小东部地区和中部地区的城乡收入差距，但对西部地区的影响却不显著。表现为表3中回归（7）~（10）的高铁开通变量系数显著为负而回归（11）和（12）的高铁开通系数不显著。究其原因，本文认为主要有两点：一是高铁开通对高技能劳动力转移的影响具有一定的时滞性，而西部地区高铁开通时间较晚且开通地级市较少，这使得高铁开通暂时对西部地区城乡收入差距的影响不显著；二是从中国高速铁路修建的特征来看，目前西部地区高铁线路与中、东部地区高速铁路网的对接尚未完成，这也可能会导致当前阶段高铁开通对西部地区城乡收入差距的影响并不显著。

表3 高铁开通对东中西部各地区城乡收入差距影响的 DID 实证结果

	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	东部地区		中部地区		西部地区	
高铁开通	-0.2171***	-0.0644**	-0.3173***	-0.1850***	-0.1121	-0.0932
	(0.0269)	(0.0315)	(0.0266)	(0.0305)	(0.0690)	(0.0724)
常数项	2.4033***	2.7478	2.6329***	3.2585***	3.0829***	5.5641**
	(0.0120)	(7.8789)	(0.0079)	(0.6413)	(0.0395)	(2.0035)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	867	737	919	830	571	443
R ²	0.3927	0.3685	0.4216	0.3976	0.4220	0.4663

注：①括号中给出的是稳健标准误差；②***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

表4分别给出了高铁开通对东、中、西部地区城乡收入差距影响的动态效应检验，检验结果显示，无论是东部地区、中部地区还是西部地区，高铁开通的当年均不会对城乡收入差距造成显著影响。此外，高铁开通对东、中、西部地区城乡收入差距的影响表现出一定的异质性。其中，对于东

部地区而言，高铁开通对城乡收入差距的影响与全国样本所得结论基本一致，即高铁从开通后的第4年开始影响城乡收入差距（见表中回归（14））。对于中部地区而言，不同于全国样本回归结果，本文发现高铁开通对城乡收入差距的影响在高铁开通后的第5年才开始逐渐显现（见表中回归（16））。而对于西部地区而言，高铁无论是在开通当期还是在开通后各期均不会对城乡收入差距产生显著影响（见表中回归（18））^①。对于上述异质性，本文认为这主要与东中西部地区高铁开通的空间特征及产业转移的特点有关。从空间特征这一维度来看，结合上文分析可知，高铁开通对城乡收入差距的影响将随着铁路通达性的提高而增加。中国的高铁修建整体呈现东部地区优先于中西部地区的特点，故对通达性程度较高的东部地区而言，高铁将率先发挥缩小城乡收入差距的作用。同理，中部地区次之。对于西部地区而言，因为目前该地区高铁的通达性较低，故其对城乡收入差距的影响尚不显著。从产业转移的特点这一维度来看，产业转移首先是转往邻近地区，其次再往更远的地区扩散。对于西部地区而言，其整体与发达地区距离较远，故当前阶段高铁通过产业转移这一机制对西部地区城乡收入差距的影响还不能显现。

表4 高铁开通对东中西部各地区城乡收入差距影响的动态效应检验结果

	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	东部地区		中部地区		西部地区	
高铁开通当年	-0.1041 (0.0816)	-0.0292 (0.0352)	0.0706 (0.0507)	0.0455 (0.0526)	—	—
高铁开通第2年	—	0.0264 (0.0311)	—	-0.0915 (0.0672)	-0.0806 (0.0700)	-0.0557 (0.1596)
高铁开通第3年	—	0.0018 (0.0292)	—	-0.0152 (0.0458)	—	-0.0237 (0.1827)
高铁开通第4年	—	-0.0780*** (0.0274)	—	-0.0039 (0.0280)	—	-0.0777 (0.1671)
高铁开通第5年	—	-0.0465* (0.0246)	—	-0.0693*** (0.0190)	—	-0.0435 (0.2033)
高铁开通第6年	—	-0.0997*** (0.0334)	—	-0.0617** (0.0263)	—	-0.0423 (0.1730)
高铁开通第7年	—	-0.1346*** (0.0340)	—	-0.1150** (0.0388)	—	0.2576 (0.2315)
高铁开通第8年	—	-0.1713*** (0.0361)	—	-0.1118* (0.0511)	—	0.1919 (0.2232)
高铁开通第9年	—	—	—	—	—	—
常数项	-2.0996	1.9525***	3.0267**	2.8620**	-36.3497	-35.4758

^①需要说明的是，不同于东中部地区从2008年开始开通高铁，西部地区首次开通高铁的时间为2009年，故对于西部地区，本文只检验了2009年及之后年份的时滞效应。

	(7.3934)	(0.3763)	(0.9100)	(0.8735)	(37.8622)	(37.6811)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	737	737	830	830	443	443
R ²	0.3706	0.3714	0.3911	0.4029	0.4591	0.4725

注：①括号中给出的是稳健标准误差；②***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

（三）PSM-DID 方法实证结果

在上一部分，本文使用双重差分法（DID）评估了高铁开通对城乡收入差距的影响。虽然使用这一方法能够识别出开通高铁的地级市与未开通高铁的地级市之间的城乡收入差距在高铁开通前后的相对差异，并且对时间和城市固定效应的控制可以控制一部分内生性问题，但这一方法却不能控制由“选择偏差”导致的内生性问题^①。因此，在这一部分本文还将采用倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）来控制因“选择偏差”而导致的内生性问题（毛捷等，2011）。

表5报告了Stata15软件给出的倾向得分匹配前后开通高铁地级市和未开通高铁地级市的特征差异，其中特征变量为本文所选取的控制变量^②。由表5可知，在倾向得分匹配之前，t检验结果表明各特征变量在开通高铁的地级市和未开通高铁的地级市之间存在系统性差异，而在倾向得分匹配之后，除了经济发展水平变量和地级市规模变量外，其他变量的t检验结果均接受了开通高铁的地级市和未开通高铁的地级市之间无系统性差异的原假设并且t值均有显著下降，这说明在进行了倾向得分匹配后，开通高铁的地级市和未开通高铁的地级市之间的特征非常接近，样本选择性偏差减小。另外，表5中相关统计量结果也表明，进行倾向得分匹配后各特征变量的标准化偏差显著降低，这也进一步证明进行倾向得分匹配后的各特征变量在开通高铁的地级市和未开通高铁的地级市之间具有较好的平衡性，数据特征趋于一致，符合可比性的要求。

接下来，本文使用倾向得分匹配后的数据再一次进行回归，基于倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）的回归结果与上一部分基于双重差分法（DID）的回归结果基本一致，即高铁开通缩小了城乡收入差距且这一影响具有一定的时滞性，这也进一步验证了高铁开通对缩小城乡收入差距的积极意义^③。

	倾向得分匹配之前	倾向得分匹配之后
经济发展水平	0.39*** (11.65)	0.13*** (2.75)

^①由于一个城市是否开通高铁并不是完全随机决定的，可能会受到人为因素干扰，这种情况将会使解释变量与残差之间产生关联，从而导致内生性问题。

^②本文倾向得分匹配选择1:1最近邻匹配方法进行匹配。

^③限于篇幅，本文未报告基于倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）的回归结果，感兴趣的读者可直接向作者索要。

地级市规模	0.28*** (10.21)	-0.10*** (-3.53)
科技发展水平	0.01*** (10.63)	0.00 (0.93)
产业结构	0.49*** (8.18)	-0.04 (-1.46)
对外开放程度	8.74*** (13.63)	1.11 (-1.01)
失业率	0.01 (0.99)	0.00 (0.92)
卡方检验统计量	471.62*** (0.00)	47.63 (0.86)
拟 R ²	0.17	0.02

注：①括号外部数值为开通高铁组与未开通高铁组同一变量均值之间的差异；②括号内数值为相应的 t 统计量；③***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

四、高铁开通对异质性劳动力转移影响的进一步检验

根据基础实证部分研究结果可知，高铁开通将有利于缩小城乡收入差距。进一步地，本文将检验高铁开通对异质性劳动力转移的影响。鉴于各地区统计年鉴、《中国区域经济统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》中并无与人口流动相关的指标，故这一部分本文将地级市层面数据与流动人口微观调研数据相匹配进行验证^①。

本文使用的流动人口微观数据为 2015 年全国流动人口卫生计生动态监测数据。鉴于研究目的，本文将流动人口微观数据以第一次流动年份和流入地为识别变量与地级市层面数据匹配后共得到有效样本 82878 个，有效率达 40.23%^②。按样本所在地区划分，东、中、西部地区的样本各有 36237 个（43.72%）、23226 个（28.02%）和 23415 个（28.25%）；按户籍性质划分，城镇和农村户籍的样本分别有 12232 个（14.76%）和 70646 个（85.24%）^③。按流入地是否开通高铁划分，流入地为开通高铁地级市的样本有 35417 个（42.73%），为未开通高铁地级市的样本有 47461 个（57.21%）。

根据理论机制部分的分析，本文首先检验了高铁对异质性劳动力转移的影响。表 6 中回归（19）和回归（20）给出了高铁开通对流入地流动人口受教育年限影响的 DID 模型回归结果^④。由该结果可知，相较于未开通高铁的地级市，开通高铁的地级市在高铁开通后流动人口的平均受教育年限得到了显著提高。并且，由表 6 中回归（19）可知这一提高大约为 0.37 年。这在一定程度上说明高铁开通促进了高技能劳动力在流入地的集聚。其次，本文检验了高铁开通对流入地城镇和农村流动人口收入的影响。表 6 中回归（21）和（22）给出了高铁开通对农村流动人口收入影响的回归结果，

^①限于数据，本文仅从流入地视角对高铁开通加速高技能劳动力向发达地区集聚这一机制进行了检验。

^②删去的样本包括流入地为 287 个地级市以外的样本（21992 个）和初次流入时间为 2008 年之前的样本（101130 个）。由于样本抽样随机，这一处理方式并不会影响样本的代表性。

^③本文将户籍性质为农业转居民（901 个）和非农业转居民的流动人口（136 个）均视为非农村流动人口。

^④本部分模型中主要控制了城市特征变量及个体特征变量，其中，城市特征变量主要有经济发展水平、城市规模、产业结构及失业率，个体特征变量有个体年龄及性别。

回归 (23) 和 (24) 给出了高铁开通对城镇流动人口收入影响的回归结果。回归 (21) ~ (24) 结果显示, 高铁开通将相对提高低技能劳动力收入, 而对高技能劳动力收入整体影响不显著。可能的解释是, 高技能劳动力与低技能劳动力存在一定的技能互补性 (梁文泉、陆铭, 2015)。当高技能劳动力受到高铁开通影响加速向流入地集聚时, 低技能劳动力相对受到高铁开通的影响较小。这会使得流入地出现低技能劳动力供给相对短缺的情况。在这一机制下, 低技能劳动力工资将增加。基于此, 本文认为高铁开通会通过影响异质性劳动力转移缩小城乡收入差距。

表 6 高铁开通对异质性劳动力影响的实证结果

	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
	受教育年限		农村流动人口月收入		城镇流动人口月收入	
高铁开通	0.3725*** (0.0257)	0.1469*** (0.0257)	71.2352*** (24.9086)	50.9591** (25.7980)	97.4417 (92.2461)	-89.1725 (82.0120)
常数项	10.3605*** (0.0689)	12.8176*** (0.1507)	3793.2699*** (31.1551)	3904.0436*** (137.3647)	4549.1915*** (263.5807)	4935.0281*** (601.4553)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	82878	78662	59139	56232	9935	9573
R ²	0.0758	0.1726	0.0480	0.0681	0.0786	0.0847

注: ①括号中给出的是稳健标准误差; ②***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

五、稳健性检验

(一) 数据问题

2014 年, 国家正式调整城乡居民收入的统计口径, 统计口径的调整将导致 2014 年及之后的城乡收入比指标与 2014 年之前的城乡收入比指标的可比性降低, 造成估计偏误。考虑到这一问题, 本文在原样本的基础上剔除所有 2014~2016 年的样本, 仅使用 2008~2013 年的样本再一次进行实证, 实证结果与基准回归结果基本一致, 这进一步证明了本文的结论, 即高铁开通显著缩小了城乡收入差距且这一影响具有一定的时滞性^①。

(二) 平行趋势检验问题

虽然在前文中, 本文已使用倾向得分匹配—双重差分法 (PSM-DID) 来控制由于处理组和对照组选择过程中因“选择偏差”而导致的内生性问题, 但不可否认的是并未对前文中双重差分法 (DID) 下样本选择的随机性问题进行检验。

由于样本区间是从高铁开通的第一年 (2008 年) 开始, 并不含有标准意义上的政策发生前时期, 针对这一问题, 这一部分假定 2011 年为高铁开通的第一年, 并将 2011 年之前开通高铁的地级市样

^①限于篇幅, 本文未报告稳健性检验结果, 感兴趣的读者可直接向作者索要。

本从全样本中剔除,仅保留 2011 年及之后年份开通高铁的地级市样本与从未开通高铁的地级市样本以检验实验组和对照组是否满足平行趋势。若满足平行趋势假定,则可以认为高铁是否开通在地级市间是随机发生的。平行趋势检验结果显示,在高铁开通之前,控制组和处理组之间城乡收入差距不存在显著差异,满足平行趋势假定。从高铁开通后的第 4 年,城乡收入差距在控制组和处理组之间开始呈现出显著差异^①,这一结果也符合基准回归部分所得结论,即高铁开通对城乡收入差距的影响具有一定的时滞性,实证结果稳健。

(三) 单期 DID 检验

在正文研究中,本文选择中国 287 个地级市 2008~2016 年面板数据进行双重差分,得出了高铁开通将显著减小城乡收入差距的初步推论。但是,对于不同的地级市而言,高铁开通并非是一段时间发生的,这可能在一定程度上会对估计结果产生影响。考虑到这一问题,参考董艳梅、朱英明(2016)的方法,本文进一步将 2011 年之前开通高铁的地级市样本和 2011 年之后开通高铁的地级市样本从全样本中剔除,仅保留 2011 年开通高铁的地级市样本与从未开通高铁的地级市样本。此时,样本中共有地级市 143 个,其中,实验组 20 个,对照组 123 个。对于这一部分样本而言,高铁开通仅发生在 2011 年,且仅对实验组的 20 个地级市有影响。基于该样本,本文再次采用双重差分法(DID)和倾向得分匹配—双重差分法(PSM-DID)评估高铁开通对城乡收入差距的影响,并将其作为本文的一个稳健性检验。稳健性检验估计结果与基准回归结果基本一致,实证结果基本稳健^②。

(四) 安慰剂检验

不可否认的是,高铁开通后城乡收入差距的缩小可能还存在其他可能的解释,如在高铁开通的同时有其他事件发生导致了城乡收入差距缩小。因此,对本文基本实证结果进行安慰剂检验(placebo test)是有必要的。安慰剂检验主要可以解决两个问题:一是可以进一步检验处理组和对照组的选择是否是随机的,二是可以考察在基准回归中是否存在因遗漏变量导致的内生性问题。本文安慰剂检验的识别策略是构造高铁开通地级市邻近地级市也开通高铁的反事实,选择这一策略的原因主要有两点:一是高铁的修建往往需要考虑到地方的地质条件,邻近地级市的地质条件类似;二是邻近地级市往往经济发展状况、社会文化等特征类似。按照本文的识别策略,若安慰剂检验中高铁开通变量的系数变小或不再显著,则正文结果稳健。由安慰剂检验结果可知,高铁开通后城乡收入差距的减小并非是由不可观测的其他因素所致,这也进一步验证了高铁开通能够有效缩小城乡收入差距的结论^③。

六、结论与启示

本文基于 2008~2016 年中国 287 个地级市的面板数据,在分析了高铁开通对城乡收入差距的作

^①限于篇幅,本文未报告平行趋势检验结果,感兴趣的读者可直接向作者索要。

^②限于篇幅,本文未报告稳健性检验结果,感兴趣的读者可直接向作者索要。

^③限于篇幅,本文未报告安慰剂检验结果,感兴趣的读者可直接向作者索要。

用机制的基础上使用双重差分法（DID）和倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）评估了高铁开通对城乡收入差距的影响，主要得出如下结论：首先，高铁开通显著地缩小了城乡收入差距。无论是使用双重差分法（DID）还是使用倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）的结果均显示，高铁开通对缩小城乡收入差距产生了积极作用。具体表现为相较于未开通高铁的地级市，开通高铁的地级市在 2011 年以后城乡收入差距的增速明显放缓。其次，高铁开通对城乡收入差距的影响主要与异质性劳动力转移有关。相较于低技能劳动力而言，高技能劳动力对高铁需求更甚，高铁开通将通过提升高技能劳动力流动效率的方式影响城乡收入差距。最后，高铁开通对城乡收入差距的影响具有一定的时滞效应，这主要与高速铁路的通达度有关。在初始开通的两三年间，由于连接的地级市较少、促进劳动力流动的作用不强，高铁开通对城乡收入差距的影响并不显著，但随着高速铁路的不断建设，高铁的通达度增加，其对劳动力流动的促进作用逐渐显现，且这一促进作用的强度随着铁路连接地级市数量的增多而逐渐提高。这一机制使得高铁开通对城乡收入差距的影响也逐年增强。

基于上述结论，本文得出如下启示：第一，高铁开通有利于缩小城乡收入差距，故推进高铁建设将有助于缓解城乡间的不平衡问题。当前中国西部地区的城乡收入差距显著高于东中部地区，而高铁建设却远落后于东中部地区，这直接导致了高铁在西部地区不能发挥缩小城乡收入差距的作用。据此，中央需要加大对西部地区的高铁建设投资，以完成西部地区与东中部地区的交通对接。另外，由于高铁建设需要依托一定的经济条件，故西部地区政府需要努力发展本地经济、不断提高自身的综合实力，以吸引更多的高铁投资。第二，高铁开通主要通过影响劳动力流动来缩小城乡收入差距，故强化高铁对人力资本流动的作用将有助于缩小城乡收入差距。当前，由于高铁的高票价特征，其对城镇人口流动的促进作用要显著高于农村人口。适当地调低高铁票价将加快农村地区人口流动，促进农民增收。第三，高铁对城乡收入差距的作用将随着铁路通达度的增加而提高，故促进公路、传统铁路与高铁的连接将有助于扩大高铁对周边地区的影响。各地区特别是未开通高铁的地级市需积极利用高铁的辐射效应，通过修建城际铁路、公路的方式完成本地与高铁的连接，进而获得临近地区高铁开通所带来的福利。

参考文献

1. 卞元超、吴利华、白俊红，2018：《高铁开通、要素流动与区域经济差距》，《财贸经济》第 6 期。
2. 钞小静、沈坤荣，2014：《城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长》，《经济研究》第 6 期。
3. 陈斌开、林毅夫，2010：《重工业优先发展战略、城市化和城乡工资差距》，《南开经济研究》第 1 期。
4. 陈斌开、张鹏飞、杨汝岱，2010：《政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距》，《管理世界》第 1 期。
5. 陈丰龙、徐康宁、王美昌，2018：《高铁发展与城乡居民收入差距：来自中国城市的证据》，《经济评论》第 2 期。
6. 陈钊、陆铭、徐轶青，2014：《移民的呼声：户籍如何影响了公共意识与公共参与》，《社会》第 5 期。
7. 董艳梅、朱英明，2016：《高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质

性视角》，《中国工业经济》第 10 期。

8.郭剑雄，2005：《人力资本、生育率与城乡收入差距的收敛》，《中国社会科学》第 3 期。

9.侯新烁、杨汝岱，2017：《政策偏向、人口流动与省域城乡收入差距——基于空间异质互动效应的研究》，《南开经济研究》第 6 期。

10.靳卫东，2010：《人力资本与产业结构转化的动态匹配效应——就业、增长和收入分配问题的评述》，《经济评论》第 6 期。

11.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 期。

12.梁琦、李建成、陈建隆，2018：《异质性劳动力区位选择研究进展》，《经济学动态》第 4 期。

13.梁文泉，2018：《不安居，则不消费：为什么排斥外来人口不利于提高本地人口的收入？》，《管理世界》第 1 期。

14.梁文泉、陆铭，2015：《城市人力资本的分化：探索不同技能劳动者的互补和空间集聚》，《经济社会体制比较》第 3 期。

15.刘贯春，2017：《金融结构影响城乡收入差距的传导机制——基于经济增长和城市化双重视角的研究》，《财贸经济》第 6 期。

16.刘晓光、张勋、方文全，2015：《基础设施的城乡收入分配效应：基于劳动力转移的视角》，《世界经济》第 3 期。

17.陆铭、陈钊，2004：《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》，《经济研究》第 6 期。

18.马伟、王亚华、刘生龙，2012：《交通基础设施与中国人口迁移：基于引力模型分析》，《中国软科学》第 3 期。

19.毛捷、汪德华、白重恩，2011：《民族地区转移支付、公共支出差异与经济发展差距》，《经济研究》第 2 期。

20.彭国华，2015：《技术能力匹配、劳动力流动与中国地区差距》，《经济研究》第 1 期。

21.王少平、欧阳志刚，2008：《中国城乡收入差距对实际经济增长的阈值效应》，《中国社会科学》第 2 期。

22.王雨飞、倪鹏飞，2016：《高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化》，《中国工业经济》第 2 期。

23.闫肃，2012：《产业结构变迁、劳动力转移与收入分配——基于 VAR 模型的实证研究》，《财经论丛》第 1 期。

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。

25.张义博、刘文忻，2012：《人口流动、财政支出结构与城乡收入差距》，《中国农村经济》第 1 期。

26.周黎安、陈烨，2005：《中国农村税费改革的政策效果：基于双重差分模型的估计》，《经济研究》第 8 期。

27.周世军、周勤，2011：《政策偏向、收入偏移与中国城乡收入差距扩大》，《财贸经济》第 7 期。

28.Behrens, K., G. Duranton, and F. Robert-Nicoud, 2014, “Productive Cities: Sorting, Selection and Agglomeration”, *Journal of Political Economy*, 122(3): 507-553.

29.Calderón, C., and A. Chong, 2004, “Volume and Quality of Infrastructure and the Distribution of Income: An Empirical Investigation”, *Review of Income & Wealth*, 50(1): 87-106.

30.Calderón, C., and L. Servén, 2004, “The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution”,

World Bank Policy Research Working Paper No. 3400, <https://ssrn.com/abstract=625277>.

31. Dohmen, T. J., 2005, "Housing, Mobility and Unemployment", *Regional Science and Urban Economics*, 35(3): 305-325.

32. Getachew, Y. Y., 2010, "Public Capital and Distributional Dynamics in a Two-sector Growth Model", *Journal of Macroeconomics*, 32(2): 606-616.

33. Venables, A. J., 2011, "Productivity in Cities: Self-selection and Sorting", *Economics*, 11(2): 241-251.

34. Yin, M., L. Bertolini, and J. Duan, 2015, "The Effects of the High-speed Railway on Urban Development: International Experience and Potential Implications for China", *Progress in Planning*, 98(5): 1-52.

(作者单位：南京财经大学国际经贸学院)

(责任编辑：午言)

Does High-speed Rail Reduce the Rural-urban Income Disparity? An Interpretation Based on the Perspective of Heterogeneous Labor Mobility

Yu Yongze Pan Yan

Abstract: As a great revolution in the history of China's transportation, the high-speed rail does exert an important impact on labor mobility. Based on the panel data from China's 287 cities during 2008 and 2016, this article uses the method of DID and PSM-DID to evaluate the impact of high-speed rail on the rural-urban income disparity from the perspective of heterogeneous labor mobility. The findings are as follows. In general, the rural-urban income disparity has been effectively reduced by the operation of high-speed rail, but the impact of high-speed rail on rural-urban income disparity is heterogeneous in different regions. High-speed rail reduces rural-urban income disparity by affecting heterogeneous labor mobility. The impact of high-speed rail on rural-urban income disparity has a lagging effect. With an increase in high-speed rail accessibility, its effect on reducing rural-urban income disparity would be gradually enhanced.

Key Words: High-speed Rail; Rural-Urban Income Disparity; Heterogeneous Labor Mobility; DID