

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

董艳梅, 朱英明

[摘要] 本文将“高铁建设”因素纳入新经济地理学的研究框架,构建了高铁建设对就业、工资和经济增长空间影响的理论模型,并运用 PSM-DID 方法对其进行了实证检验,结果显示:从全国层面看,高铁建设通过就业对高铁城市工资和经济增长产生的间接负效应均小于直接正效应,高铁建设对高铁城市的就业、工资和经济增长的总效应显著为正,其弹性系数分别为 0.2067、0.1907 和 0.1491。从分地区和分城市规模相结合的层面看,高铁建设显著提升了东中部大型高铁城市的就业水平,特别是东部大型高铁城市的建筑业及高附加值行业、中部小型高铁城市的制造业及消费性服务业的就业;高铁建设给东部大型高铁城市带来的企业生产率增长效应显著,表现为高铁建设通过就业对该地区的工资和经济增长等间接效应均为正,但对中西部中、小型高铁城市的相应间接效应均为负,总体看,高铁建设主要扩大了东部大型高铁城市与非高铁城市之间的工资差距和东部中型高铁城市与非高铁城市之间的经济增长差距。该结果证实了本文理论推理的正确性,即高铁建设直接或间接地影响了地区就业、工资和经济增长空间,重塑了中国的经济空间,这为各地区进一步借助高铁建设拓展区域发展空间、促进地区就业和经济增长,因地制宜地制定相关政策提供了依据。

[关键词] 高铁建设; 就业; 工资; 经济增长; 倾向得分匹配倍差法

[中图分类号]F530 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)10-0092-17

一、问题提出

自 1960 年代福特制造在主要工业国家衰落以来,国家经济结构向知识经济调整已成为城市和地区发展的一个普遍过程^[1,2],但高附加值的创新和创造性活动往往依赖于面对面的接触,而且为了受益于集聚经济往往倾向于集中在大城市,常规性活动则借助于先进电子信息技术和交通基础设施从大城市中心不断蔓延到大城市其他地区,这已成为城市空间战略的主要焦点^[3],而“运输是城市的创造者和破坏者,可重塑城市的空间结构”^[4]。伴随知识经济的到来,具有“时空压缩”效应的高铁

[收稿日期] 2016-04-21

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“新常态下产业集聚的环境效益与调控政策研究”(批准号 15ZDA053);国家自然科学基金青年项目“高铁‘流空间’效应下的经济空间重组机理、模拟及其评价——以长三角城市群为例”(批准号 71603226);教育部人文社会科学研究青年项目“长江经济带交通基础设施对制造业生产率增长的影响机制及其优化研究”(批准号 15YJCZH033)。

[作者简介] 董艳梅(1976—),女,江苏徐州人,南京理工大学经济管理学院博士研究生,盐城师范学院商学院讲师;朱英明(1965—)男,山东莱芜人,南京理工大学经济管理学院教授,博士生导师。通讯作者:董艳梅,电子邮箱:dong_yanmei@126.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

应运而生^[5]。截至2015年底,中国“四纵四横”高铁网络基本贯通,高铁营运里程达20260公里。为“拓展区域发展空间、厚植行业发展优势、推进供给侧结构性改革、兼顾效率与公平”,国务院于2016年7月颁布了《中长期铁路网规划》,预期到2020年中国高铁营运里程将达到3万公里、覆盖80%以上大城市,链接全国主要城市群。通过城市群战略协助加强经济、信息、劳动力和技术的流动,这不仅可减少主要城市之间的旅行时间,还可重塑城市系统^[6],帮助经济重组^[7]。事实上,面对大规模的高铁建设,政策制定者也面对一些反对的声音,即高铁建设是以一种高价的成本方式实现所谓的“收益”^[8]。

高铁在经济发展中的作用不仅在政治决策领域而且在经济文献中也一直是一个存在争议的话题。部分学者认为高铁对区域经济增长具有明显的推动作用^[9,10],高铁建设一方面会直接降低交通成本从而增加收入,另一方面会增加地区就业和投资,从而间接促进地区收入增长^[11]。新经济地理之后的部分学者认为没有先验确定是否改进的可达性将导致区域经济的收敛或发散,这种影响不是自动或普遍的,具有区域异质性^[8,12]。在大城市地区,高铁的径向连接往往促进郊区化发展,因此,外围地区受益更多^[13,14];然而,也有证据表明,高铁联系是以牺牲外围地区的利益为代价的,仅有利于最大城市发展并扩大地区之间不均衡^[6,15,16]。从劳动供需视角看,增加的高铁一方面会给居民生活带来便利效应,增加地区劳动力供给;另一方面会给企业带来生产率增长效应,增加企业对劳动力的需求^[11],如果增加的基础设施给企业带来的生产率增长效应较大,则企业对劳动力需求的增加会大于劳动供给的增加,导致地区工资上升,反之则下降^[17]。此外,还有部分学者持相反态度,认为高铁的“过道效应”较明显,并未对经济增长作出贡献,长期看,还可能对站点边缘区产生下降的经济压力^[18,19]。

基于以上分析,目前在“稳增长、保就业”成为国家紧要之务、扩张性政策刺激增长的效应可能下降的背景下,中国政府这种“供给导向”的大规模高铁建设在释放出部分货运资源的同时是否能够拓展区域发展空间,兼顾效率与公平,降低区域发展的差异来重塑中国的经济空间?现有研究多基于GDP和就业^[9]、工资和就业^[20]、人口和就业^[21]等指标并采用定性或描述性统计方法研究高铁对区域时空格局变动的影响,鲜有学者从就业、工资和经济增长的综合视角运用经典的政策评价倍差法(Difference-in-Difference, DID)与倾向得分匹配法(Propensity Score Matching, PSM)相结合的方法客观评价高铁建设对区域经济空间的影响。为此,本文基于新经济地理理论视角,将“高铁建设”因素纳入经济空间组织的研究框架,构建了“高铁建设对地区就业、工资和经济增长影响”的空间经济模型,并将中国大规模高铁建设看做准自然实验,运用倾向得分匹配倍差法(PSM-DID)从就业、工资和经济增长的综合视角实证检验了高铁建设对中国经济空间的影响。具体内容如下:①对Redding and Sturm^[22]的多区域空间经济模型进行扩展,构建“高铁建设”影响下的就业、工资和经济增长的多区域空间经济模型。②从285个城市中筛选出153个城市进行倾向得分匹配(PSM, Propensity Score Matching),找出其中的最佳匹配对象。③利用PSM-DID方法对模型假设进行实证分析。④对实证结果进行多角度的稳健性检验。⑤根据实证结果得出相应启示。

二、理论模型

本文在Redding and Sturm^[22]、Redding^[23]的基础上构建了一个包含“高铁因素”的多区域空间经济模型,该模型包含多个地区的货物贸易成本^①和人的通勤成本,运用这一模型研究高铁建设对区域就业、工资和经济增长的影响机理。具体模型构建如下:

① 虽然从表面看,高铁只与旅客运输有关,与货物运输没有直接关系,但通过释放交通资源用于货物运输,可以产生显著的间接影响^[8],因此,此处也考虑运用货物贸易成本来研究高铁建成后的影响。

1. 基本假设

假设经济系统由系列区位 n 和 i 组成,这里 n 指代经典的消费区域, i 指代生产区域。经济用具有代表性的大量消费者 \bar{L} 表示,他们可以在区域之间自由流动,并供给一单位具有非负效应的非弹性劳动力。每个地区 i 的有效劳动力供给^①依赖于地区的劳动水平 L_i 和交通技术水平 (b_i+r_i) ,其中 b_i 为地区未建高铁时的交通技术水平, r_i 为地区 i 建设高铁后提升的交通技术水平,若地区 i 未建设高铁,则 $r_i=0$,这里交通成本被假设为具有冰山成本形式。对于每个居住在地区 i 的劳动者来说,单位劳动力中仅有 (b_i+r_i) 部分用于生产(这里 $0<(b_i+r_i)<1$),剩余部分 $[1-(b_i+r_i)]$ 为交通成本。

2. 基本模型

(1) 消费者。假设地区 n 的总收入等于总支出,具有柯布—道格拉斯效应,消费者利用收入的常比例 μ 购买可贸易商品,消费者效应函数由一系列可贸易产品的消费指数 C_n 和非流动性消费设施 H_n 构成。这里借鉴 Redding et al.^[24]的做法,用房地产参数代替 H_n ,因此,上述情形下的柯布—道格拉斯效应函数形式可写为:

$$U_n = C_n^\mu H_n^{1-\mu} \quad (0 < \mu < 1) \quad (1)$$

这里,可贸易产品的消费指数 C_n 采用标准不变替代弹性形式表示为:

$$C_n = \left[\sum_{i \in N} M_i c_{ni}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

其中, σ 指变量间替代弹性,本文假设变量间具有可替代性($\sigma>1$); c_{ni} 指代 i 地区生产的产品在 n 地区的消费数量;本文假设在地区 i 生产的种类 M_i 在地区 n 以相同的比例 c_{ni} 消费,所有变量都被假设为受冰山成本影响。为了使在 i 地区生产的 1 单位变量运送到地区 n ,应输送数量 $(d_{ni}-f_{ni})$ 的产品到 n 地区,因为 $[(d_{ni}-f_{ni})-1]$ 要作为运输成本而消耗掉,这里 $(d_{ni}-f_{ni})>1$,若两地区未建高铁,则 $f_{ni}=0$,否则 $f_{ni}>0$,其中 d_{ni} 为 n 和 i 地区没有建设高铁时的运输量, f_{ni} 为 n 和 i 地区建设高铁后因为区域运输效率提升而减少的货运量。因此,地区 i 生产的产品输送到地区 n 的产品价格 p_{ni} 为:

$$p_{ni} = p_i (d_{ni} - f_{ni}) \quad (3)$$

假设地区 i 生产的产品种类对于城市 n 的消费者具有相同的城市需求弹性和相同的均衡价格,则由可贸易产品的消费指数 C_n 推导出的价格指数 P_n 为:

$$P_n = \left[\sum_{i \in N} M_i P_{ni}^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} = \left\{ \sum_{i \in N} M_i [p_i (d_{ni} - f_{ni})]_{ni}^{1-\sigma} \right\}^{1/(1-\sigma)} \quad (4)$$

这里, $\nu_n L_n$ 表示地区 n 的总收入,其中, ν_n 代表城市 n 的人均收入。因为每个区域 n 都具有固定消费比例和一个非弹性非流动设施供给,所以这种设施的均衡价格 γ_n 完全依赖于消费比例 $1-\mu$ 、总收入 $\nu_n L_n$ 和非流动性设施 \bar{H}_n :

$$\gamma_n = \frac{(1-\mu)\nu_n L_n}{\bar{H}_n} \quad (5)$$

^① 有效劳动力供给也是产品供给的一个方面,劳动力作为商品,一方面要做到“品种品质好”,另一方面要做到“成本价格低”;而高铁建设一方面可以扩大劳动供给的范围,提高优质劳动力供给与市场需求的匹配度,另一方面降低了劳动力供给的成本,尤其是时间成本。因此,高铁建设有利于提升地区的有效劳动力供给。

在此基础上,应用谢泼德引理推导出地区 n 对地区 i 的可贸易产品的均衡需求为:

$$x_{ni} = p_i^{-\sigma} (d_{ni} - f_{ni})^{1-\sigma} (\mu \nu_n L_n) (P_n)^{\sigma-1} \quad (6)$$

(2)生产者。假设系列可贸易产品的生产成本由一个固定成本 $F(F>0)$ 和一个依赖于地区生产率的可变成本 A_i 组成。因此,地区 i 的总劳动力需求数量(l_i)由地区 i 需要生产的单位产品数量 x_i 决定:

$$l_i = F + \frac{x_i}{A_i} \quad (7)$$

这里,假设捕捉生产基本面变化的生产率 A_i 随着地区的变化而变化。因此,地区 i 生产的利润最大化时的均衡价格就是边际成本不变时的价格:

$$P_{ni} = \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right) \left(\frac{(d_{ni} - f_{ni}) w_i}{A_i} \right) \quad (8)$$

结合利润最大化和零利润条件,各交易品种的均衡输出量应等于下列常数:

$$\bar{x} = x_i = \sum_n x_{ni} = A_i F(\sigma-1) \quad (9)$$

3. 模型的均衡分析

(1)高铁的就业效应。本文假设劳动力在市场上可完全自由流动,因此,工人可跨越地点套利实际收入的差异,而每个地区 n 的实际收入取决于人均收入(ν_n)、贸易品价格指数(P_n)和非流动性设施的价格(γ_n)。因此,劳动力流动实现均衡时,各地区真实收入相等,即:

$$V_n = \frac{\nu_n}{(P_n)^\mu (\gamma_n)^{1-\mu}} = \bar{V} \quad (10)$$

公式(10)中的价格指数依赖于可贸易产品种类 M_i 、产品在区域 i 的离岸价格 p_i 和产品从地区 i 运送到地区 n 的运输贸易成本($d_{ni} - f_{ni}$)((根据公式(4)),借鉴 Redding et al.^[24]的研究方法,定义消费者到达可贸易产品地的可达性指数 cma_n 为:

$$cma_n = \sum_{i \in N} M_i [p_i (d_{ni} - f_{ni})]^{1-\sigma} \quad (11)$$

因此,价格指数 P_n 可表示为:

$$P_n = [cma_n]^{1/(1-\sigma)} \quad (12)$$

分别用公式(4)、公式(5)、公式(12)替代公式(10)中的 γ_n 、 ν_n 和 P_n ,劳动力流动条件方程可以被重新改写成以下形式:

$$L_n = \chi (b_n + r_n)^{\frac{\mu}{1-\mu}} A_n^{\frac{\mu(\sigma-1)}{\sigma(1-\mu)}} H(fma_n)^{\frac{\mu}{\sigma(1-\mu)}} (cma_n)^{\frac{\mu}{(1-\mu)(\sigma-1)}} \quad (13)$$

这里, $\chi = \bar{V}^{-1/(1-\mu)} \xi^{\mu(1-\mu)} \mu^{-\mu(1-\mu)} (1-\mu)^{-1}$ 是真实收入 \bar{V} 的常函数。因此,均衡劳动力 L_n 是交通技术水平(b_n+r_n)和市场可达性(企业市场可达性 fma_n 和消费者市场可达性 cma_n)的函数。这与 Romp and Oosterhaven^[25]的结论一致,即高铁建成后,一方面会降低交通成本,这通常会使生产者和消费者都能以更低的价格从更远的企业或地区购买更优的商品和服务,经济活动结果的转移最终会导致劳动供给随着工作需求的转移而转移,产生交通成本引致的就业效应;另一方面,高铁建设带来地区市场可达性的变化,会促使企业或家庭搬迁,以便获得更优的生产或生活环境^[26],而这又会带来一个

乘数效应,从而产生消费引致的就业效应。据此,得出:

命题1:高铁建设一方面可显著提升地区交通技术水平,产生成本引致的就业效应;另一方面也可增加地区市场可达性,产生消费引致的就业效应。因此,高铁建设可以促进地区就业空间的重塑。

(2)高铁的工资效应。由公式(8)知,均衡价格为边际成本不变时的价格,因此,当所有市场的需求不变时,地区*i*企业的均衡工资*w_i*必须足够低以便能卖掉产品*x*且能抵消掉其中的固定成本。根据需求公式(6)、均衡价格公式(8)和均衡产出公式(9),可以推出可贸易产品的工资方程:

$$\left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{w_i}{A_i}\right)^{\sigma} = \frac{1}{X} \sum_{n \in N} [w_n (b_n + r_n) L_n] (P_n)^{\sigma-1} (d_{ni} - f_{ni})^{1-\sigma} \quad (14)$$

这一方程确定了在给定市场需求、交通成本和生产技术的情况下,地区*i*的一个企业可以支付的最大工资。方程的右边,市场*n*对地区*i*生产的可贸易产品的需求量依赖于可贸易产品的总消费 $\mu \nu_n L_n = w_n (b_n + r_n) L_n$ 、反映可贸易产品价格总量的价格指数*P_n*及双边贸易成本($d_{ni} - f_{ni}$),对地区*i*生产的可贸易产品的总需求是所有市场需求的加权总和,其中权重为双边贸易成本($d_{ni} - f_{ni}$)。

在此基础上,借鉴 Redding et al.^[24]的研究方法,本文定义了企业所面对的市场需求的加权总和为企业市场可达性*fma_i*:

$$fma_i \equiv \sum_{n \in N} [w_n (b_n + r_n) L_n] (P_n)^{\sigma-1} (d_{ni} - f_{ni})^{1-\sigma} \quad (15)$$

这样,可贸易工资方程可以被更紧凑地表述为:

$$w_i = \xi A_i^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} [fma_i]^{1/\sigma} \quad (16)$$

其中, $\xi = [F(\sigma-1)]^{1/\sigma}$ ($\sigma-1$)/ σ 。因此,工资会随着市场可达性*fma_i*的增加而增加。据此,得出:

命题2:高铁建设可直接或通过增加有效劳动力供给的方式间接地影响地区工资水平。因此,高铁建设可以促进地区工资空间的重塑。

(3)高铁的经济增长效应。根据前述假设,地区总收入等于总支出,具有柯布—道格拉斯效应,每个区域*n*都具有固定消费比例和一个非弹性非流动设施供给,因此,对于城市*n*来说,均衡时的地区总收入可由劳动收入和非流动设施的消费组成:

$$\nu_n L_n = w_n (b_n + r_n) L_n + (1-\mu) \nu_n L_n = \frac{(b_n + r_n) L_n w_n}{\mu} \quad (17)$$

这里假设这样一个事实,即因交通成本的存在,在*n*地区仅有($b_n + r_n$)的劳动用于生产,因此,总劳动收入等于单位劳动的工资*w_n*乘以有效劳动力数量除以非流动性社会消费。据此,得出:

命题3:高铁建设可直接或通过增加有效劳动力供给或影响地区工资的方式间接地影响地区的经济增长。因此,高铁建设可以促进地区经济增长空间的重塑。

三、方法选择与数据说明

1. 方法选择

(1)倍差法(DID, Differences in Differences)。本文研究的主要目的就是科学评价高铁建设对中国经济空间的影响。高铁开通后,其空间影响主要来自两部分:一部分是随时间自然增长或经济形势变化而形成的所谓的“时间效应”部分,另一部分是随高铁建成投入使用而引起的所谓“政策处理

效应”部分。问题的关键在于如何把随时间自然增长而引起的空间重塑效应与高铁建设这一“政策处理效应”区别开来？自然实验评估方法 DID(Differences in Differences)即倍差法能用于对一项措施或者政策实施前后的效果对比，可有效分离“时间效应”和“政策处理效应”，因此本文选择DID对高铁建设的效果进行评价，这也是目前很多学者研究高铁影响普遍使用的方法之一，即以“高铁城市”作为处理组、“非高铁城市”作为对照组，假设“高铁建设”之前两组考察变量具有相同的“时间效应”趋势，“高铁建设”后两者的变化就是“高铁建设效应”引起的变化。其基本假设模型为：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 city_{it} + \delta_0 year_{it} + \delta_1 year_{it} \times city_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中， Y_{it} 反映城市*i*在时期*t*的经济空间结构； $city_{it}$ 为个体虚拟变量，反映*t*年开通高铁的城市取值为1，未开通为0； $year_{it}$ 为时间虚拟变量，即高铁建成年份之后， $year_{it}$ 取值为1，反之取值为0；交互项($year_{it} \times city_{it}$)表示高铁开通后的城市虚拟变量，其系数 δ_1 是本文主要分析的高铁开通对处理组和对照组的影响差异； μ_i 控制了个体固定效应； ε_{it} 为残差。

与以往研究有所不同，本文考虑到高铁开通除了对高铁城市(处理组)产生影响之外，还可能对非高铁城市(对照组)也产生影响，例如，开通高铁使得高铁城市就业增加，这些就业可能是高铁自身创造的，也可能是在非高铁城市吸引过来的，这样，处理组和对照组之间的第一重差分就已经受到干扰，导致DID的结果有偏，因此，本文在运用DID之前将非高铁城市(对照组)中与高铁城市(处理组)相邻城市全部删除，以缓解可能因此而产生的偏差。

(2)倾向得分匹配法(PSM, Propensity Score Matching)。事实上，城市之间异质性很大，很难具备完全一致的时间效应，因此，在做DID差分之前最好先选取一批各方面特征与处理组“尽可能相似”的“非高铁城市”作为匹配组。目前，以 Heckman^[27]、Rosenbaum and Rubin^[28]为代表的计量经济学家逐渐发展起来的倾向得分匹配法(PSM)可以消除样本选择偏差。其具体步骤如下：①计算倾向得分值(pscore)。建立一个回归模型，因变量是一个二元虚拟变量，取1为处理组，取0为对照组，自变量是评价两组相似度的若干指标，依此计算每个城市成为处理组的概率，即倾向得分(pscore)：

$$p_i(X) = \Pr(city_{it}=1|X_i) = F[h(X_i)] \quad (19)$$

其中， $city_{it}$ 为处理组虚拟变量； X_i 表示第*i*个城市的特征变量； $h(\cdot)$ 为线性函数； $F(\cdot)$ 为Logistic函数。②根据计算出的倾向得分值(pscore)，对每个确定为处理组的城市*i*，从对照组中寻找与其pscore最相近的一个城市作为其对照组，其匹配准则为：趋势评分必须满足平衡性。这种平衡性一方面指处理组城市的pscore与对应的对照组城市的pscore要尽量接近，另一方面指各匹配变量在处理组和对照组之间不存在显著差异。

(3)倾向得分匹配倍差法(PSM-DID)。PSM能够解决样本选择偏差问题，但不能避免因变量遗漏而产生的内生性问题，而DID能通过双重差分很好地解决内生性问题并得出“政策处理效应”，但不能很好地解决样本偏差问题，基于此，本文最终采取PSM与DID相结合的方法，以便更精准地估计高铁的经济空间重塑效应。具体方法是：①运用PSM找出匹配组；②使用匹配后的处理组和对照组进行DID估计，相应的回归方程如式(20)所示：

$$Y_{it}^{PSM} = \beta_0 + \beta_1 city_{it} + \delta_0 year_{it} + \delta_1 year_{it} \times city_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中， X_{it} 是影响城市经济空间重塑的一组控制变量，这些控制变量不仅影响城市的空间重塑，也是影响城市是否建设高铁的协变量。其他变量与前文相同，式(20)为本文对高铁建设评价的基准模型。

2. 数据说明

(1)数据选择。借鉴Shaw et al.^[29]的研究方法，本文选取2011年作为政策执行的时间节点，将

2011年之前已建成高铁的城市作为处理组,而关于对照组的选择问题,若将剩余的2011年之前未建高铁城市全部作为对照组则具有不合理性,因为2011年之后每年还有很多城市逐渐开通高铁,基于此,本文将研究期内2011年之后开通高铁的城市从对照组删除。

本文的基础样本数据来自2008—2015年《中国城市统计年鉴》中地级及以上城市的相关数据,考虑到部分城市统计数据缺失或做了行政区划调整,最终选取其中285个城市为基础样本,使用全市数据而不是市辖区数据^①,并以2007年为基期,根据《中国统计年鉴》中各省份数据计算出各城市的GDP平减指数(由于没有相关城市平减指数),使用平减后的GDP来衡量各城市的经济发展水平。

(2)变量说明。①因变量选择。反映空间经济结构变动的指标可分为多指标和综合单一指标两类。本文借鉴Ahlfeldt and Feddersen^[9]、Redding and Turner^[20]和Kim^[21]等学者研究高铁对经济空间重构时使用的指标,同时也为了对本文提出的三个假设进行验证,最终使用多指标分析方法,分别用地区总产值 gdp 的对数、平均工资 $wage$ 的对数、期末从业人数 emp 的对数(第一产业、第二产业和第三产业的就业人数分别用 pri 、 sec 、 ter 表示)等指标从经济增长、工资和就业三个方面反映地区经济空间结构的变化。②自变量选择。本文选取高铁建设的时间虚拟变量($year_u$)、高铁建设的城市虚拟变量($city_u$)及其交互项($year_u \times city_u$)作为解释变量。其中,高铁建设的时间虚拟变量度量了高铁建成前后处理组和对照组经济空间结构的变化;高铁建设的城市虚拟变量度量了高铁与非高铁城市之间经济空间变动的差异;而交互项度量了高铁建设对处理组和对照组的空间影响差异,是本文的关键解释变量。③控制变量选择。尽管DID可以部分地解决内生性问题,但为了更精准地描述两组城市空间经济变动的差异,本文参考Dai and Hatoko^[19]研究瑞士和日本高铁经济差异时的一些指标作为控制变量以消除模型的内生性和序列性,最终选择的控制变量主要包括城市人口(lnpop)、市场潜力(lnpot)、其他交通客运量(lnhuf)和外商投资(lnfdi)等,以它们作为控制高铁城市经济增长、工资和就业水平的变量,相应采用城市年末总人口的对数、其他城市乘以本城市距离的倒数之和的对数($mp_i = \sum_{j=1}^R RET_j d_{ij}^{-1}$,其中*i*为城市的市场潜力,*RET*代表社会消费品零售总额, d_{ij} 为城市*i*到城市*j*之间距离)、公路水路航空客运量的对数、外商直接投资(对各地级市每年获得的实际外商投资额按照当年汇率折算为人民币价值)的对数来衡量^②。

四、实证结果

1. 样本匹配效果

本部分对处理组和对照组进行最近邻倾向得分匹配后绘制了核密度函数曲线(见图1)。根据图1(a)可以看出,在核匹配之前,处理组分布较为松散,而对照组倾向左偏且分布较为集中,两组样本的倾向得分值的概率密度分布存在明显差异,如果不加以匹配,直接比较这两组样本城市之间的差异,必然产生严重的估计偏误。在完成最近邻匹配后,保留下来的两组样本的概率密度分布明显趋于一致(见图1(b)),这表明匹配后两组样本城市各方面特征已非常接近,样本的选择性偏差基本消除。此外,样本平衡性检验结果表明,两组样本之间的数据特征已趋于一致,符合可比性要求。总体看,两组样本的匹配效果相对比较满意。

① 拥有高铁的大部分地级城市(尤其是三线城市),其高铁站点的建设离中心城区都相对较远,地方政府也是寄希望于借助高速铁路的开发契机,打造高铁新城,形成新的增长极进而带动整个地区经济发展。因此,选取全市而不是市辖区的数据更能够准确评估高铁的经济效应。
② 限于篇幅,各指标数据的描述性统计未列出。如有需要可向作者索取。

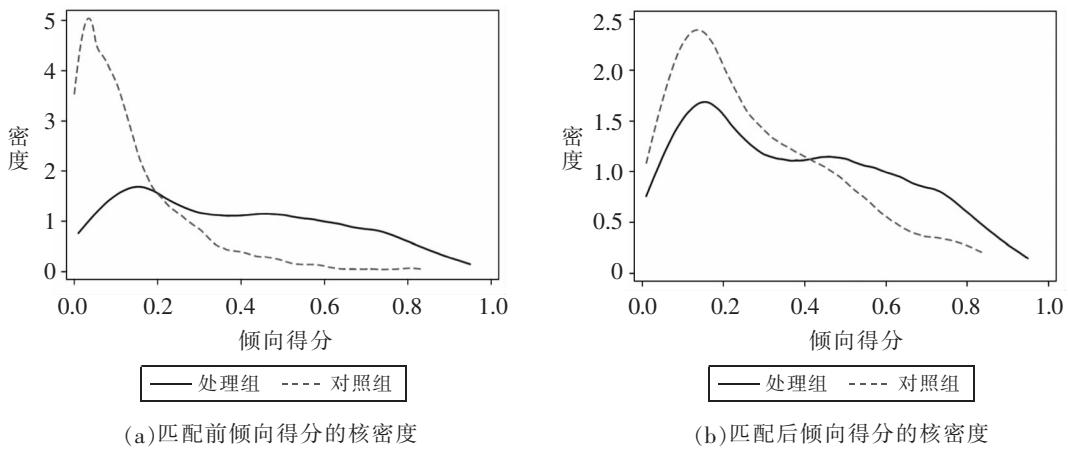


图1 最近邻倾向匹配前后处理组和对照组倾向得分值的核密度分布对比

资料来源：作者绘制。

2. 基于 PSM-DID 模型的高铁建设对城市就业影响的区域异质性评价

本部分所要考察的核心内容是高铁建设对高铁城市与非高铁城市之间就业影响的区域异质性(见表1),为检验第三部分数据处理的合理性,本文依次对基础样本数据(见模型1)、删除对照组中2011年后建设高铁的城市数据(见模型2)、删除高铁相邻城市后的数据(见模型3)及PSM后的数据(见模型4)进行DID估计。结果显示:①4个模型解释变量交互项($year \times city$)的回归系数均在1%水平上显著为正,说明高铁建设显著提升了高铁城市的总体就业(lnemp)水平,一定程度上加速了原有就业空间结构的不均衡,这一结果具有稳健性,这与Willigers and Wee^[30]的研究结论相一致。②从对照组中删除2011年之后开通高铁的城市,发现交互项($year \times city$)的回归系数由未删除时的0.11增加到0.12,说明将2011年后建设高铁的城市放入对照组中会低估高铁城市与非高铁城市之间的就业差距,如不删除则具有不合理性。③从对照组中删除高铁城市的相邻城市,发现交互项($year \times city$)的回归系数进一步显著增长到0.14,这一结果表明高铁城市的就业效应可能主要不是从毗邻地区吸引过来,而是自身创造的,否则删除后的就业差距应降低,另一方面也表明高铁自身创造的就业效应可能对毗邻地区产生空间溢出效应,如不删除则可能对结果产生偏差影响。④经PSM-DID估计后的协变量的标准误与普通DID协变量的标准误相比都有所降低,交互项($year \times city$)的回归系数比普通DID估计值要大,整体看PSM-DID估计效果更优,可信度更高。综合以上观点,本文最终决定从基础样本中将2011年后开通高铁的城市和与高铁城市毗邻的城市删除,结果发现,高铁建设显著降低了高铁城市第一产业就业水平、提升了第二产业和第三产业就业水平,特别是其中的消费性行业和高附加值行业^①。

在对全国层面高铁城市与非高铁城市的就业空间进行分析的基础上,本部分还将传统的地理区位分类(将全国城市分为东、中、西三类)和按城市规模大小分类(全国城市分为大、中、小三类)结合起来对全国城市进行了分类比较分析(见表2),结果发现:①从总体就业效应看,东、中部和大型高铁城市总就业(emp)的交互项($year \times city$)系数均在1%水平上显著为正;将两种分类结合起来看,高铁建设对东中部的大型高铁城市的总就业促进效应最显著,该结果表明高铁建设主要促进了经

^① 限于篇幅,细分行业PSM-DID结果未列示,如有需要,可向作者索取。

表 1 基于 PSM-DID 模型的高铁建设对就业影响的评价结果

模型 变量 \ 模型	(1) lnemp	(2) lnemp	(3) lnemp	(4) lnemp	(5) lnpri	(6) lnsec	(7) lnter
year×city	0.1066*** (0.0286)	0.1166*** (0.0287)	0.1424*** (0.0605)	0.2067*** (0.0376)	-0.3303*** (0.0856)	0.1746*** (0.0261)	0.1887*** (0.0352)
lnpop	0.1873*** (0.0513)	0.1160*** (0.0410)	0.1931*** (0.0894)	0.1916** (0.0545)	-0.0408 (0.1265)	0.2642*** (0.0521)	0.0858** (0.0386)
lnpot	0.4033*** (0.0243)	0.3940*** (0.0204)	0.3819*** (0.0798)	0.2353*** (0.0275)	-0.2029* (0.1130)	0.2916*** (0.0465)	0.1454*** (0.0345)
lnhuf	-0.0046 (0.0060)	-0.0015 (0.0053)	-0.0044 (0.0130)	-0.0162 (0.0067)	0.0203 (0.0184)	-0.0032 (0.0076)	-0.0136** (0.0056)
lnfdi	-0.0249** (0.0124)	-0.0235** (0.0110)	-0.0257* (0.0702)	-0.1199* (0.0142)	0.2113** (0.0993)	-0.0755* (0.0409)	-0.0060 (0.0303)
_cons	-2.8933*** (0.4389)	-2.3861*** (0.3699)	-2.5945*** (1.6168)	1.1429 (0.4914)	-0.5879 (2.2878)	-1.6526* (0.9424)	0.9974 (0.6987)
N	2280	1616	1224	341	341	341	341
r2	0.2551	0.2225	0.2386	0.2358	0.1861	0.4806	0.4709
r2_a	0.1462	0.1096	0.1264	-0.0351	-0.1025	0.2965	0.2832
F	96.5252	113.8778	66.8050	15.4918	11.4772	46.4565	44.6702

注:括号内数字为标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

资料来源:作者基于 Stata14 软件估计。

表 2 基于 PSM-DID 模型的高铁建设对就业影响的区域异质性评价

变量 year×city	全样本	按城市地理区位分类比较			按城市规模大小分类比较		
		东部城市	中部城市	西部城市	大城市	中城市	小城市
lnemp	0.2067*** (0.0376)	0.0985*** (0.0417)	0.0959*** (0.0315)	0.0122 (0.0375)	0.1354*** (0.0431)	0.0067 (0.0170)	0.0646 (0.0422)
lnpri	-0.3303*** (0.0856)	-0.1525*** (0.0407)	-0.1350** (0.0678)	-0.0429 (0.0449)	-0.1412** (0.0625)	-0.1340** (0.0518)	-0.0551 (0.0367)
lnsec	0.1746*** (0.0261)	0.0789*** (0.0165)	0.0802*** (0.0210)	0.0155 (0.0164)	0.1152*** (0.0212)	0.0138 (0.0088)	0.0455** (0.0185)
lnter	0.1887*** (0.0352)	0.0836*** (0.0264)	0.0984*** (0.0289)	0.0067 (0.0155)	0.1524*** (0.0300)	-0.0049 (0.0188)	0.0412** (0.0197)

注:括号内数字为标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

资料来源:作者基于 Stata14 软件估计。

济相对发达的东中部大型高铁城市就业水平的提升,扩大了东中部大型高铁城市与非高铁城市之间的总就业空间差距。②从分行业就业效应看,高铁建设显著促进了高铁城市第一产业的就业转移,尤其是对东中部的大、中型高铁城市影响显著;高铁建设对第二、三产业就业增长的影响除了对东中部的大型高铁城市影响显著外,还对东、中部的小型高铁城市就业增长影响显著。其中,东部大型高铁城市第二产业中的建筑业(*con*)、第三产业中的信息传输和计算机软件业(*itc*)等高附加值行业的就业增长受高铁建设影响显著,中部高铁城市第二产业中的制造业(*man*)、第三产业中的批发零售业(*wrt*)等消费性服务业受高铁建设影响显著,小型高铁城市第二产业中的制造业(*man*)、第三产业中的住宿餐饮业(*hcs*)等消费性服务业受高铁建设影响显著,即中部小型高铁城市第二产业中的制造业和第三产业中的消费性服务业受高铁建设影响最显著。总体上看,高铁建设对不同地区高

铁和非高铁城市就业影响的主要行业有所不同,存在区域异质性。以上结果支持命题1成立。

3. 基于PSM-DID模型的高铁建设对城市工资影响的区域异质性评价

本部分所要考察的核心内容是高铁建设对高铁与非高铁城市之间工资空间影响差异(限于篇幅,未列示评价结果)。与第2部分类似,为检验第三部分数据处理的合理性,本文依次对基础样本数据、删除对照组中2011年之后建设高铁的城市数据、删除高铁相邻城市后的数据及PSM后的数据进行DID估计。结果显示:①无论运用基础样本还是删除后的数据或PSM后的数据进行DID估计,解释变量交互项($year \times city$)的回归系数均为正,且在1%水平上显著,说明高铁建设显著提升了高铁城市的工资水平,扩大了高铁城市与非高铁城市之间的收入差距,这一结果具有稳健性,初步证明了命题2。②删除对照组中2011年后建设高铁的城市,使交互项($year \times city$)的回归系数由0.06增加到0.09,从反面进一步证明高铁建设对高铁城市工资增长具有正向影响,若不删除,则数据具有不合理性;删除高铁毗邻城市后交互项($year \times city$)的回归系数进一步增加到0.17,说明高铁建设自身创造的生产力效应可能对毗邻地区具有溢出正效应,若不删除,可能会导致DID偏差;PSM后进行DID估计的交互项($year \times city$)的回归系数进一步增加到0.19,各协变量系数的标准误相对之前较小,说明PSM后的结果更具有可信性。基于此,以下用PSM-DID方法对高铁建设的各种工资效应进行估计。

交通基础设施除了通过降低交通成本方式直接提升地区工资水平外,还会通过就业对工资产生间接影响^[31],为检验高铁建设通过就业对地区工资增长产生的间接效应,本文进一步基于PSM-DID模型,在以 $\ln wage$ 为因变量的工资方程中分别增加就业及其与高铁开通后的城市虚拟变量($year \times city$)的交互项。结果表明:就业($\ln emp$)(包括第二产业 $\ln sec$ 、第三产业 $\ln Inter$)与高铁开通后的城市虚拟变量的交互项(即 $yclnemp$ 、 $yclnsec$ 和 $yclInter$)的系数均在1%水平上显著为负,说明高铁建设通过就业对高铁城市工资增长产生的间接效应均低于非高铁城市。究其原因,从高铁城市看,这可能是因为目前高铁建设给高铁城市带来的主要是居民生活便利效应,给企业带来的生产率增长效应较小,造成高铁城市有效劳动力供给的增加大于企业对劳动力需求的增加,进而引致高铁城市的工资下降,这一结论与Ahlfeldt and Feddersen^[9]的研究结果相一致;从非高铁城市看,这可能是因为在中国劳动力无限供给时代结束的背景下,高铁开通更有利于优质劳动力迁移至其他地区,导致非高铁城市等相对落后地区劳动力供给下降,使留在当地的劳动力工资上升^[31]。但应该看到高铁建设对高铁城市工资增长的直接正效应显著大于高铁建设通过就业对高铁城市工资增长产生的间接负效应,因此,总体看,高铁建设对高铁城市工资增长的影响为正,高铁建设扩大了高铁城市与非高铁城市之间的工资差距。

此外,为进一步研究高铁建设对高铁城市与非高铁城市之间工资影响的区域异质性,本部分同样在PSM-DID基础上从分地区和分城市规模相结合的层面对其进行了分类比较(见表3),结果显示:①从总效应看,高铁建设对东中部及大小型高铁城市工资增长的影响均在1%水平上显著为正,对西部及中型高铁城市工资增长的影响不显著。说明高铁建设主要扩大了东中部大型和小型高铁城市与非高铁城市之间的工资差距。②从间接效应看,高铁建设通过总就业(包括第二、三产业的就业)对中西部的中小型高铁城市工资增长影响的负效应最显著,但它们对东部大型高铁城市工资增长的正效应影响最显著,说明在东部大型高铁城市中,高铁建设对企业的生产率增长效应大于高铁建设给居民生活带来的便利效应,而高铁建设对中西部的中小型高铁城市的生产率增长效应仍未显现。总体看,高铁建设通过就业对工资产生的间接效应均相对较小,各地区的总工资效应依然为正,但高铁建设对各地区工资增长影响的显著性和影响幅度存在明显差异。以上证据支持命题2成立。

表 3 基于 PSM-DID 模型的高铁建设对工资影响的区域异质性评价结果

变量	全样本	按城市地理区位分类比较			按城市规模分类比较		
		东部城市	中部城市	西部城市	大城市	中城市	小城市
<i>year</i> × <i>city</i>	0.1907*** (0.0204)	0.0839*** (0.0185)	0.0717*** (0.0205)	0.0351 (0.0170)	0.1184*** (0.0167)	0.0097 (0.0163)	0.0626*** (0.0180)
<i>yclnemp</i>	-0.0887*** (0.0160)	0.0289* (0.0153)	-0.0729*** (0.0164)	-0.0446*** (0.0139)	0.0643*** (0.0132)	-0.0438*** (0.0133)	-0.1092*** (0.0134)
<i>yclnpri</i>	0.0169 (0.0133)	0.0001 (0.0126)	0.0209 (0.0137)	-0.0040 (0.0116)	-0.0085 (0.0114)	0.0027 (0.0108)	0.0227* (0.0122)
<i>yclnsec</i>	-0.0837*** (0.0164)	0.0250*** (0.0160)	-0.0653*** (0.0173)	-0.0434*** (0.0144)	0.0619*** (0.0136)	-0.0432*** (0.0139)	-0.1024*** (0.0143)
<i>yclnter</i>	-0.0884*** (0.0160)	0.0439*** (0.0156)	-0.0810*** (0.0163)	-0.0513*** (0.0142)	0.0881*** (0.0131)	-0.0474*** (0.0133)	-0.1291*** (0.0131)

注:括号内数字为标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

资料来源:作者基于 Stata14 软件估计。

4. 基于 PSM-DID 模型的高铁建设对城市经济增长影响的区域异质性评价

本部分所要考察的核心内容是高铁建设对城市经济增长空间影响的区域异质性(限于篇幅,未列示评价结果),与第 2 部分和第 3 部分类似,本部分同样先进行了数据的筛选和比较,最终从原对照组^①中删除掉 2011 年后开通高铁的城市和与高铁城市毗邻的城市,并进行 PSM-DID 估计,结果显示:无论运用基础数据还是处理后的数据进行 DID 估计,解释变量交互项(*year*×*city*)的回归系数均为正,且在 1% 水平上显著,说明高铁建设显著促进了高铁城市的经济增长,扩大了高铁城市与非高铁城市之间的经济增长差距,这一结果具有稳健性。经比较后最终确定删除两种情况后的 PSM-DID 估计更为合理有效。该结果初步证明了命题 3。

考虑到高铁建设除了通过降低交通成本方式直接促进地区经济增长外,还可能通过增加地区工资的方式间接地影响地区经济增长^[25],但古典经济学和新古典经济学认为低工资成本对经济增长具有正面作用,即工资与经济增长具有负相关关系,而效率工资理论认为,工资与劳动生产率进而与经济增长具有正相关关系。为检验高铁建设通过工资对地区经济增长产业的间接影响效应,本部分在以 *lnGDP* 为因变量的方程中增加工资及其与高铁开通后的城市虚拟变量(*year*×*city*)的交互项,即 *lnwage* 和 *year*×*city*×*lnwage* (*yclnwage*),检验高铁建设通过工资对高铁城市与非高铁城市之间经济增长影响的区域差异,结果显示:*yclnwage* 的系数为 -0.13,且在 1% 水平下显著,说明与非高铁城市相比,高铁建设通过工资对高铁城市经济增长的影响幅度小于非高铁城市。这可能是因为,一方面高铁开通后有效促进了传统产业向外围地区转移,将原来处于偏远地区的隐性失业人员转化为有效劳动力,从而增加外围地区的工资和总收入水平^[31];另一方面也可能是因为高铁开通后产生的“虹吸效应”,导致非高铁地区劳动力供给下降,使当地劳动力工资水平提升引致的^[32]。该结果部分证明了命题 3。

考虑到高铁建设还可能通过增加就业的方式间接地影响地区经济增长^[11],但就业对经济增长的影响有其特定的适应范围和前提假设,为了检验高铁建设通过就业对地区经济增长产生的间接效应,本部分在以 *lnGDP* 为因变量的方程中增加就业及其与高铁开通后的城市虚拟变量(*year*×*city*)

① 此处因篇幅原因,没有放原始数据的 DID 结果,如需要,可向作者索取。

的交互项,结果与第3部分类似,就业(\lnemp)(包括第二产业 \lnsec 和第三产业 \lnter)与高铁开通后的城市虚拟变量的交互项(即 $yclnemp$, $yclnsec$ 和 $yclnter$)的系数均在1%水平上显著为负,说明高铁建设通过就业对高铁城市经济增长产生的间接效应均低于非高铁城市。但高铁建设无论是通过工资还是通过就业对高铁城市经济增长的间接负效应均小于高铁建设对高铁城市经济增长的直接正效应,因此高铁建设对高铁城市总体经济增长效应为正。该结果部分证明了命题3。

此外,为进一步研究高铁建设通过工资和就业对地区经济增长的影响差异,本部分同样在PSM-DID基础上从分地区和分城市规模相结合的层面对其进行估计(见表4),结果显示:①从总效应看,除了中部地区外,高铁对东、西部地区的大、中、小型高铁城市的经济增长影响均显著为正,特别是对东部中型高铁城市影响幅度最大,说明高铁建设显著扩大了东、西部特别是东部中型高铁与非高铁城市之间的经济增长差距,这与 Garmendia et al.^[33]的研究结论相一致,即由于高铁城市走廊^①内经济高度一体化从而为每个经济体带来经济增长机遇,但影响程度有所不同。②从间接效应看,高铁建设通过工资对东部和大型高铁城市地区经济增长的影响均在1%水平上显著为正,其他地区均显著为负,表明高铁建设通过工资效应显著扩大了东部大型高铁城市与非高铁城市之间的经济增长差距;高铁建设通过就业(包括第二产业和第三产业)对东部和大型高铁城市的地区经济增长的影响也均在1%水平上显著为正,其他地区均为负,这与 Puga^[32]的研究结果相一致,即高铁建设可能会减少服务或消费等级较低城市的相应消费水平,一定程度上使大城市受益而小城市受损。此外,高铁建设通过影响第一产业的就业对西部高铁城市的经济增长产生正效应,且在5%水平上显著,这与中国特殊的经济地理条件是基本相符的。高铁建设通过工资或就业对高铁城市产生的经济增长负效应相对较小,高铁建设对各地区高铁城市经济增长影响的总效应均为正,但存在影响显著性和影响幅度大小的差异。以上证据支持命题3成立。

表4 基于PSM-DID模型的高铁建设对经济增长影响的区域异质性评价结果

变量	全样本	按城市地理区位分类比较			按城市规模分类比较		
		东部城市	中部城市	西部城市	大城市	中城市	小城市
$year \times city$	0.1491*** (0.0155)	0.0864*** (0.0137)	0.0169 (0.0124)	0.0458*** (0.0110)	0.0467*** (0.0114)	0.0696*** (0.0160)	0.0328*** (0.0122)
$yclnwage$	-0.1325*** (0.0331)	0.1498*** (0.0394)	-0.1446*** (0.0339)	-0.1377*** (0.0273)	0.1465*** (0.0319)	-0.1791*** (0.0444)	-0.0999*** (0.0340)
$yclnemp$	-0.0617*** (0.0121)	0.0428*** (0.0109)	-0.0380*** (0.0101)	-0.0665*** (0.0082)	0.0149*** (0.0094)	-0.0713*** (0.0129)	-0.0353** (0.0101)
$yclnpri$	0.0097 (0.0102)	-0.0046 (0.0093)	-0.0028 (0.0083)	0.0171** (0.0074)	0.0062 (0.0078)	-0.0013 (0.0108)	0.0049 (0.0084)
$yclnsec$	-0.0586*** (0.0115)	0.0613*** (0.0105)	-0.0413*** (0.0102)	-0.0787*** (0.0080)	0.0242*** (0.0095)	-0.0725*** (0.0127)	-0.0394*** (0.0103)
$yclnter$	-0.0570*** (0.0126)	0.0422*** (0.0114)	-0.0374*** (0.0106)	-0.0618*** (0.0087)	0.0124*** (0.0098)	-0.0857*** (0.0136)	-0.0336** (0.0105)

注:括号内数字为标准误。***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著。

资料来源:作者基于Stata14软件估计。

① 由高铁等交通系统串联起来的城市群被称为城市“走廊”(Corridors)。

五、稳健性检验

1. 改变高铁建设前后时间窗对结果产生的影响

本文的实证分析发现高铁建设总体上显著扩大了高铁城市与非高铁城市之间的就业(\lnemp)、工资(\lnwage)和经济增长($\ln gdp$)的差距,但上文的实证检验采用的是2007—2014年的城市数据,结果反映的是高铁建成之后(2011—2014年)相对于高铁建成之前(2007—2010年)平均看受到的影响,并没有反映在高铁建成前后不同时间段内这一影响的大小及其差异,或许不同时间窗内的差异很大,因此,观察高铁建成前后不同时间窗内的效果是非常有必要的。

本文采用改变高铁建成前后窗宽的方法检验高铁建成前后不同时间段内的影响差异。具体而言,以假设的高铁建成时间2011年为时间节点,前后分别选取1年、2年、3年、4年为窗宽进行上文中所进行的检验(限于篇幅,未列示结果),结果显示:①总体看,改变观测时间窗宽并不会改变高铁建设对高铁城市的经济增长($\ln gdp$)、工资(\lnwage)和就业(\lnemp)(包括第一产业 $\ln pri$ 、第二产业 $\ln sec$ 、第三产业 $\ln ter$)影响效应的方向,说明本文上述的实验结果是可信和稳定的。②从影响显著性看,以高铁建成前后1年为窗宽时,所有交互项($year \times city$)系数均不显著;以高铁建成前后2年、3年和4年为窗宽时,除第一产业($\ln pri$)外,其余交互项($year \times city$)系数均在1%的水平上显著为正,说明高铁建设对高铁城市的影响时滞约1年。③从增幅上看,随着窗宽的增大,除第一产业和第二产业在高铁建设前后3年窗宽内其交互项($year \times city$)系数达到峰值外,就业(\lnemp)(包括第三产业 $\ln ter$)、工资(\lnwage)和经济增长($\ln gdp$)的交互项($year \times city$)系数一直保持递增趋势,说明高铁建设对就业、工资和经济增长的正影响具有一定的持续性,其中高铁建设对就业持续影响的动力主要来自高铁建设对第三产业就业影响的持续性。

2. 反事实检验

对照组同处理组具有可比性是本文采用倍差法来分析高铁建设对城市就业、工资和经济增长影响空间差异的一个假设前提条件,即如果不存在高铁建设这一事实,处理组和对照组之间的就业、工资和经济增长空间差异不随时间的变化而变化。为此,借鉴Hung and Wang^[34],对这一假设采用反事实检验(Counterfactual Test)的方法进行实证检验。本文选取2007—2010年这一时间段,假设这段时间都不存在高铁建设,分别将其中的2008年和2009年作为假想的高铁建设时间点,对其进行同主回归一致的检验,限于篇幅,未列示结果。

根据检验结果,无论选择2008年还是2009年作为假想的高铁建成时间点,处理组和对照组的城市经济增长($\ln gdp$)、工资(\lnwage)和就业(\lnemp)(包括第一产业 $\ln pri$ 、第二产业 $\ln sec$ 和第三产业 $\ln ter$)的差异均没有发生显著的变化(即回归方程中交互项系数不显著),这表明上述结论并不是随时间变动而导致的安慰剂效应的结果,此稳健性分析与前文结果基本一致。

3. 包含多次高铁建成节点的扩展模型

除了本文关注的以2011年作为高铁建成的时间点外,实际上,从2008年起中国每年都有部分城市的高铁建成并通车。本部分分别把2011年之前和2011年之后每年实际建成的高铁放到同一个模型中进行检验,这不仅可以对本文得出的上述结论进行重复实验,还可以进一步检查倍差法所基于的处理组和对照组可比的假设的合理性。需要特别指出的是,因真正的高铁建设从2008年开始,同时考虑到高铁的影响效应具有1年时滞,因此,本文构造了包含6次高铁建设影响效应且具有1年滞后期的PSM-DID回归模型:

$$Y_{it}^{PSM} = \beta_0 + \beta_1 city_{i(t-1)} + \delta_0 year_{i(t-1)} + \delta_1 year_{i(t-1)} \times city_{i(t-1)} + \beta_2 X_{i(t-1)} + \mu_t + \varepsilon_{i(t-1)} \quad (21)$$

式(21)中的 i 依然表示城市类别, t 表示时间, 即 2008—2013 年共 6 年时间。 $time$ 仍表示高铁建设时间哑变量, $city$ 仍表示高铁城市哑变量, $year \times city$ 表示对应的高铁建设时间哑变量与高铁建设城市哑变量的交互项, 限于篇幅, 未列示检验结果。

根据检验结果, ①从交互项系数看, 研究期内, 各年以就业($\ln emp$)、工资($\ln wage$)和经济增长($\ln gdp$)为被解释变量的模型的交互项($year \times city$)的系数均为正, 分行业看除第一产业外, 第二产业、第三产业交互项($year \times city$)的系数也为正, 尽管 2008 年建设的高铁对高铁城市的各种影响效应不显著, 但总体影响方向与前文的实验结果是一致的, 说明前文的实证结果是稳健的。②从总体趋势看, 高铁建设对高铁城市的经济增长($\ln gdp$)、工资($\ln wage$)和就业($\ln emp$)(包括第三产业 $Inter$)的影响虽然逐年波动不定, 但总体上呈递增趋势, 这与改变时间窗的检验结果类似。③从波动性看, 2011 年各指标的交互项($year \times city$)的系数均小于前后 2 年的相应系数, 这可能是受到了 2011 年发生的温州高铁特大事故, 即“723”事故的影响, 证明 2011 年是中国高铁运行的降速转折年^[29]。

六、结论与启示

在“经济增速放缓, 扩张性政策刺激增长的效应可能下降, 劳动年龄人口增长逐步放缓, 有效供给不足”的背景下, 高铁建设成为拓展区域发展空间, 促进效率和公平的重大举措。本文将“高铁建设”因素纳入到新经济地理学的研究框架, 从就业、工资和经济增长视角构建了高铁建设重塑区域经济空间的理论模型, 在此基础上, 从全国 285 个地级城市中筛选出 153 个城市作为样本, 并运用 PSM-DID 方法对理论模型进行实证检验, 判断其能否重塑中国的经济空间布局。结果发现: ①从全国层面看, 高铁建设通过就业对高铁城市的工资和经济增长产生显著的负效应, 但其间接负效应均小于直接正效应, 总体看, 高铁建设对高铁城市的就业、工资和经济增长的影响均在 1% 水平上显著为正, 其弹性系数分别为 0.2067、0.1907 和 0.1491。②从分地区和分城市规模相结合的层面看, 高铁建设显著提升了东中部大型高铁城市的就业水平, 特别是对东部大型高铁城市第二产业中的建筑业及第三产业中的高附加值行业、中部小型高铁城市第二产业中的制造业及第三产业中的消费性服务业的就业, 说明高铁建设显著扩大了东中部大型高铁城市与非高铁城市之间的就业空间差距, 但高铁建设主要影响的行业在不同地区有所不同, 表明高铁建设就业效应的充分发挥一定程度上是以当地的经济发展水平为前提条件的; 高铁建设给大型高铁城市带来的企业生产率增长效应显著, 表现为高铁建设通过就业对该地区的工资和经济增长等间接影响效应均为正, 但对中西部中、小型高铁城市的生产率增长效应尚未显现, 其间接效应均为负, 总体看, 高铁建设对各地区高铁城市工资和经济增长影响的总效应均为正, 扩大了各地区特别是其中东部大型高铁城市与非高铁城市之间的工资差距和东部中型高铁城市与非高铁城市之间的经济增长差距。该结果证实了本文 3 个命题的正确性, 即高铁建设直接或间接地影响了地区就业空间、工资空间和经济增长空间, 重塑了中国的经济空间, 这为各地区进一步借助高铁建设拓展区域发展空间, 厚植行业发展优势, 推进供给侧结构性改革, 兼顾效率与公平, 促进地区就业和经济增长, 因地制宜地制定相关政策提供了依据。从本文的研究结论可以得出以下启示:

(1) 高铁建设将重塑中国的经济空间布局, 内生地促进中国经济增长方式的转变。高铁建设一方面实现了客、货分运, 提高了原有铁路的货运能力, 极大地增强了战略性要素、资源性要素的流动性, 另一方面也降低了城市间的时间距离, 促使一些战略性要素资源向高铁沿线城市集聚, 加速了以“人”为核心的就业和商务活动变化, 从而造成了中国城市间的产业重构和商务风格的改变, 这将改变中国原有的城市群布局模式, 即块状中心辐射型模式, 使核心城市群原有的优势要素向高速铁

路沿线扩散,逐渐形成带状城市群。而高铁沿线1.5—2.0小时的可达域为高铁建设的经济影响区域,随着高铁的逐步建成和提速,要素流动的范围也将逐步扩大,最终将形成广覆盖的网状城市群结构。根据新经济地理理论,经济活动空间集聚会形成以中间投入品的分享、专业化的劳动力市场、信息和知识溢出为特征的本地市场效应和价格指数效应,从而提升集聚地区的空间效率,内生促进地区经济增长^[12],这种效应已在东部大规模的高铁城市初步显现,因此,以高铁站点城市为基点,整合周边区域产业,形成以高铁为纽带的城市群,对促进经济转型升级,实现地区经济增长方式的转变具有极其重要的意义。

(2)高铁沿线核心城市应积极构建总部经济,促进企业价值链与区域资源实现空间的最优耦合。研究表明,高铁建设对东部大规模高铁城市第三产业中的计算机、软件等高附加值服务类行业的就业促进效应最显著,而这类高铁城市的典型代表为北上广等国内最为发达的一线城市,其综合实力和竞争力相对处于最领先的层次。高铁建设完善后,全国93%的人口将能够在一天之内通过高铁到达这类城市,高铁建设将直接改变这类城市的直接辐射范围,因此,高铁沿线核心城市可抓住这一机遇,将资源依赖型的制造中心逐渐撤离该类地区,进一步提升核心城市的商务、科技和文化集聚能力,使带有战略资源的大型企业总部进一步集聚于此,从而实现产业结构的升级,同时,借助核心城市的高技术化与总部效应使其商务活动日益高端化,促进区域一体化发展。

(3)高铁沿线非核心城市应以站点为轴心实现产业分工专业化,同时注意其商务活动的培育。研究表明,高铁建设显著促进了中部小规模高铁城市制造业、批发零售和住宿餐饮业等消费性服务业的就业增长,因此,高铁线上的中小型非核心城市可根据自身要素优势承接高铁沿线核心城市加速转移的中低端产业,打造具有相对专业化的地级市,如2009年武广高铁开通后,武广线上湖南省内劳动力成本相对较低的高铁沿线城市逐渐承接起广东的加工贸易等产业,与此同时,湖南省也及时提出了将湖南省按照“1+3+5模式”进行城市结构重塑的设想,为武广线所经过的5个省内城市指明了产业承接的方向,高铁建设所带来的城市专业化分工呼之欲出。此外,高铁站点城市也可利用自身专业化分工的优势,依托高铁站点,形成以高铁站点为核心的商务核心区、高铁商务区和商务拓展区(商务新城)等多重商务圈格局,促进整个区域发展。

(4)非高铁城市应主动接驳高铁城市,融入中国内生发展时代的高铁网。高铁高速度的特点使其可以停留的站点较少,但研究表明,高铁建设通过就业、工资对非高铁城市的经济增长具有显著的正向影响,同时高铁自主创造的就业、工资和经济增长效应对毗邻地区也具有溢出效应,因此周边非高铁城市应主动促进自身与高铁城市接驳的相关基础设施的建设,积极向高铁城市靠拢,以避免被边缘化。如2011年7月,京沪高铁正式开通前,周边尚未开通高铁的江阴、张家港、常熟等城市至京沪高铁无锡东站的客运专线全部开通,实现了与高铁站点城市的无缝接驳,非高铁城市与高铁城市的主动接驳是充分释放高铁经济扩散效应的基础和桥梁。

[参考文献]

- [1]Perl, A. D., and A. R. Goetz. Corridors, Hybrids and Networks: Three Global Development Strategies for High Speed Rail[J]. Journal of Transport Geography, 2015,(42):134–144.
- [2]Spiekermann, K., and M. Wegener. The Shrinking Continent: New Time-Space Maps of Europe[J]. Environment and Planning B: Planning and Design, 1994,21(6):653–673.
- [3]Timberlake, M. The Polycentric Metropolis: Learning from Mega-City Regions in Europe [J]. Journal of the American Planning Association, 2008,16(2006):384–385.
- [4]Clark, C. Transport-Maker and Breaker of Cities[J]. Town Planning Review, 1958,28(4):237–250.
- [5]Yin, M., L. Bertolini, and J. Duan. The Effects of the High-Speed Railway on Urban Development:

- International Experience and Potential Implications for China[J]. *Progress in Planning*, 2015,(98):1–52.
- [6]Zhang, X., and Q. Nie. High-Speed Rail Construction and the Regional Economic Integration in China[J]. *Modern City Study*, 2010,(6):7–10.
- [7]Chen, C. L. Reshaping Chinese Space–Economy through High-Speed Trains: Opportunities and Challenges[J]. *Journal of Transport Geography*, 2012,22(2):312–316.
- [8]Cheng, Y. S., B. P. Loo, and R. Vickerman. High-Speed Rail Networks, Economic Integration and Regional Specialisation in China and Europe[J]. *Journal of Environmental Sciences*, 2015,2(1):171–176.
- [9]Ahlfeldt, G. M., and A. Feddersen. From Periphery to Core: Measuring Agglomeration Effects Using High-Speed Rail[R]. *Serc Discussion Papers*, 2015.
- [10]王雨飞,倪鹏飞. 高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化[J].*中国工业经济*, 2016,(2):1–16.
- [11]Chen, G., and J. Silva. Regional Impacts of High-Speed Rail: A Review of Methods and Models [J]. *Transportation Letters the International Journal of Transportation Research*, 2013,5(3):131–143.
- [12]Fujita, M., P. R. Krugman, and A. Venables. *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade* [M]. Cambridge: MIT Press, 2001.
- [13]Baum-Snow, N. Did Highways Cause Suburbanization [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2007,122(2):775–805.
- [14]Baum-Snow, N., L. Brandt, and J. V. Henderson. Roads, Railroads and Decentralization of Chinese Cities[R]. *Working Paper*, 2012.
- [15]Wang, Y., G. Wang, and H. Ding. The Ex-Ante Evaluation of Impacts of Beijing–Shanghai High-Speed Railway on WanBei Area (in Chinese)[J]. *Modern Econ. Inform*, 2008,(10):128–130.
- [16]Faber, B. Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System[R]. *Cep Discussion Papers*, 2013.
- [17]Dalenberg, D. R., and M. D. Partridge. Public Infrastructure and Wages: Public Capital's Role as a Productive Input and Household Amenity[J]. *Land Economics*, 1997,73(2):268–284.
- [18]Ortega, E., E. López, and A. Monzón. Territorial Cohesion Impacts of High-Speed Rail at Different Planning Levels[J]. *Journal of Transport Geography*, 2012,24(4):130–141.
- [19]Dai, N., and M. Hatoko. Reevaluation of Japanese High-Speed Rail Construction: Recent Situation of the North Corridor Shinkansen and its Way to Completion[J]. *Transport Policy*, 2007,14(2):150–164.
- [20]Redding, S. J., and M. A. Turner. Transportation Costs and the Spatial Organization of Economic Activity[J]. *Handbook of Regional & Urban Economics*, 2015,5(8):1339–1398.
- [21]Kim, K. S. High-Speed Rail Developments and Spatial Restructuring : A Case Study of the Capital Region in South Korea[J]. *Cities*, 2000,17(4):251–262.
- [22]Redding, S. J., and D. M. Sturm. The Costs of Remoteness: Evidence from German Division and Reunification[J]. *American Economic Review*, 2008,98(5):1766 – 1797.
- [23]Redding, S. J. Goods Trade, Factor Mobility and Welfare[R]. *NBER Working Paper*, 2012.
- [24]Redding, S. J., D. M. Sturm, and N. Wolf. History and Industry Location: Evidence from German Airports[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2011,93(3):814–831.
- [25]Romp, W., and J. Oosterhaven. Indirect Economic Effects of New Infrastructure: A Comparison of Dutch High-Speed Rail Variants[J]. *Appeared in Tijdschrift Economische en Sociale Geografie*, 2003,94(4):439–452.
- [26]Rouwendal , J., and E. Meijer. Preferences for Housing, Jobs, and Commuting: A Mixed Logit Analysis[J]. *Journal of Regional Science*, 2001,(41):475–505.
- [27]Heckman, J. The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables[J]. *Annals of Economic and Social Measurement*, 1976,(5):475–492.
- [28]Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. *Biometrika*, 1983,70(1):41–55.

- [29]Shaw, S. L., Z. Fang, and S. Lu. Impacts of High Speed Rail on Railroad Network Accessibility in China [J]. *Journal of Transport Geography*, 2014,(40):112–122.
- [30]Willigers, J., and B. V. Wee. High-Speed Rail and Office Location Choices [J]. *Journal of Transport Geography*, 2011,19(4):745–754.
- [31]Oosterhaven, J., and J. P. Elhorst. Indirect Economic Benefits of Transport Infrastructure Investments[J]. Across the Border. Building Upon a Quarter Century of Transport Research in the Benelux, De Boeck, Antwerpen, 2003, (8):143–162.
- [32]Puga, D. Agglomeration and Cross-Border Infrastructure[J]. *EIB Papers*, 2008,13(2):102–124.
- [33]Garmendia, M., J. M. Ureña, and C. Ribalaygua. Urban Residential Development in Isolated Small Cities that are Partially Integrated in Metropolitan Areas by High Speed Train [J]. *European Urban and Regional Studies*, 2008,15(3):249–264.
- [34]Hung, M., and Y. Wang. Mandatory CSR Disclosure and Shareholder Value: Evidence from China [R]. Working Paper. University of Southern California and The Hong Kong University of Science and Technology, 2014.

Can High-Speed Rail Construction Reshape the Layout of China's Economic Space—Based on the Perspective of Regional Heterogeneity of Employment, Wage and Economic Growth

DONG Yan-mei^{1,2}, ZHU Ying-ming¹

(1. School of Economics and Management, Nanjing University of Science and Technology, Nanjing 210094, China;
2. School of Business, Yancheng Teachers University, Yancheng 224051, China)

Abstract: Based on the new economic geography theory, the article embeds high-speed rail construction factors into the research framework of space economic organization, and uses the PSM-DID method to carry out an empirical test. The results show that, from the national level, the indirect negative effect of high speed rail construction to the wage and economic growth generated by the employment effects is less than the direct positive effect, and the total effect of high speed rail construction to the wages and economic growth is significantly positive, the elastic coefficients were 0.2067, 0.1907 and 0.1491. From the sub regional and city scale, the construction of high-speed rail significantly enhance the large high speed rail city's employment in the eastern and central regions, especially the large high speed rail city's construction industry and high value-added manufacturing industries in the eastern regions and the small high speed rail city's employment of manufacturing industries and consumer services in the central area. Productivity growth effects of high-speed railway construction in the eastern large-scale high-speed rail exceeds the effect of convenience of inhabitants, and it shows that the indirect effects of high-speed rail construction on the region's wage and economic growth generated by jobs are positive, while the corresponding indirect effect is negative in medium and small sized high speed cities in central and western of China. Overall, the construction of high-speed rail mainly expands the wage gap between the eastern part of the large high-speed rail and no high-speed rail cities, and expands the eastern medium-sized cities economic growth gap between the high-speed rail and no high-speed rail cities. The result confirms the correctness of the theory of reasoning, that is, high-speed rail construction directly or indirectly affect the area of employment, wage and economic growth, reshaped the economic space, which provides the basis for the region by means of high-speed rail to further promote regional employment and economic growth, according to local conditions to develop relevant policies.

Key Words: high-speed rail construction; employment; wage; economic growth; PSM-DID

JEL Classification: C31 E24 J21

[责任编辑:马丽梅]