

# 通勤成本与制造业企业生产率\*

代昀昊 安铮 王砾

**摘要:**随着我国城镇化飞速发展,“职住分离”问题带来的通勤问题侵害着企业员工的身心健康。加强轨道交通建设,压缩居民通勤时间,保障生产生活品质,已经成为各大城市的共同目标。本文利用地铁开通这一准自然实验,基于2003—2018年上市公司数据,构建双重差分模型考察了通勤成本下降对于企业生产率的影响。研究表明,地铁开通带来的通勤成本下降,能够显著提高周边企业的全要素生产率(TFP)。机制检验显示,地铁开通对企业生产率的影响可能源自通勤成本下降对企业研发创新和人才吸引的提升。同时,发现地铁开通对企业全要素生产率的促进效应在城市通勤质量较差时更为显著。此外,地铁开通的影响效应会随着企业与地铁站距离的增加而减弱。本文揭示了地铁这一交通基础设施建设对微观企业发挥的积极作用及其机理,这为政府持续进行轨道交通建设投资、公司加强员工通勤福利补贴提供了经验支撑。

**关键词:**交通基础设施 地铁 员工 通勤成本 全要素生产率

## 一、引言

随着我国城镇化的飞速发展,职住分离现象加剧引起的通勤问题越来越受到社会各界的广泛关注。根据《2021年度中国主要城市通勤质监报告》,2020年我国主要城市总体单程平均通勤时耗36分钟,60分钟以上的通勤占比仍有12%。通勤时间的增加通常会给经济和社会带来负面影响(Clark et al, 2020;孙伟增、何磊磊,2022)。因此,推进通勤质量的改善与效率提升不仅是城市现代化治理的有益尝试,也是提升居民幸福感和实现城市高质量发展的重要途径。

公共交通是降低通勤成本的有效手段,而地铁又是最主要的公共交通方式之一。党的十九届五中全会《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》明确提出,加快城市群和都市圈轨道交通网络化。山东、重庆、西安等多省市也积极推进轨道交通建设,着力打造“1小时通勤圈”。截至2020年底,我国大陆地区已开通城轨交通线路长度共计7978.19公里,覆盖45个城市,全年新增投资额高达4709.86亿元。理论上,通勤成本改善可以通过影响员工行为,继而影响企业的全要素生产率。一方面,通勤成本的下降可以提高员工的幸福指数,使员工能够在工作中更好地完成任务、处理压力(Salas et al, 2020),从而提升工作效率。另一方面,在其他条件不变时,较好的通勤条件提高了企业招聘时的议价能力,有利于人才吸引(Lu et al, 2021)。然而,由于缺乏合适的研究设定,通勤成本的下降是否以及如何对企业全要素生产率产生影响,仍然是一个值得探讨的问题。

借助城市地铁开通这一外生事件,本文利用企业周边1公里内是否开通地铁作为准自然实验,基于2003—2018年我国A股上市公司数据,构建双重差分模型(difference-in-difference, DID)实证

\* 代昀昊,华中科技大学经济学院、华中科技大学现代经济研究中心,邮政编码:430074,电子邮箱:daiyunhao@hust.edu.cn;安铮,华中科技大学经济学院,邮政编码:430074,电子邮箱:anzheng@hust.edu.cn;王砾,中南财经政法大学会计学院、政府会计研究所,邮政编码:430073,电子邮箱:wangli@zuel.edu.cn。基金项目:国家自然科学基金项目(71902185, 72372048)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,同时感谢第十八届金融学年会和第十届宏观经济政策与微观企业行为学术研讨会中唐松教授、程晨副教授、罗勇根副教授以及参会者的宝贵意见,文责自负。

检验了由地铁开通带来的通勤成本下降对企业生产率的影响。研究发现,通勤成本下降能够显著提高企业的全要素生产率,且具有一定的持续性。为避免城市和企业层面特征的影响,我们使用倾向得分匹配(propensity score matching, PSM),为实验组构建相应的控制组后重新进行回归,结果一致。同时,为避免结果是由于某些随机因素造成,我们通过随机生成实验组和控制组样本进行安慰剂检验,结果仍然一致。

为验证地铁开通对企业全要素生产率的影响机制,我们进一步考察了地铁开通对企业研发投入与人才吸引的可能影响,发现地铁开通能显著提高企业专利数量、改善员工学历结构。在异质性检验中,我们从城市特征出发,发现地铁开通对企业全要素生产率的提升作用在城市通勤质量较差时更为显著,表明地铁开通确实能够通过降低通勤成本、改善通勤质量来提高员工的工作效率。

在扩展性检验中,我们发现地铁开通对企业全要素生产率的影响会随着企业与地铁站之间距离的增加而下降。在稳健性检验部分,我们进一步控制城市一年度固定效应、只保留开通地铁城市样本、排除公司地址大幅变更的样本、替换 TFP 测度、考虑地区影响以及地铁选址因素进行重新估计,结论仍然一致。

本文的贡献主要体现在以下几个方面:(1)已有研究在考察交通基础设施建设的影响时,大多以高铁或高速公路作为研究对象(龙玉等,2017),探究城市与城市之间的联系,而本文以地铁为切入点,从城市内部的交通基础设施建设出发,为宏观经济政策与微观企业行为间互动关系的相关研究进行了补充。(2)为通勤行为提供了新的研究角度。目前对通勤行为的探讨多集中在地理学,本文丰富了通勤行为在企业层面的经济研究。(3)为促进全要素生产率增长提供了新的影响因素。面对全要素生产率下行压力(Moss et al, 2020),各国经济亟须重构增长的动力机制。本文结论表明,地铁建设有望带来交通基建的新一轮发展红利。

## 二、文献回顾与研究假说

### (一)文献回顾

城市空间结构中“职”与“住”的关系是通勤成本产生的根源。随着我国城镇化的快速发展,由于新开发区功能的过度单一化、高房价下的被动郊区化等因素(郭力,2016),各大城市均不同程度上出现了职住分离事实。当前,对通勤的研究大多集中在城市地理学,探讨家庭收入、教育程度、住房产权等因素对通勤行为的影响及机制,致力于优化城市空间结构、消减居民就业障碍。例如,刘志林和王茂军(2011)发现中低收入群体的就业机会更容易被通勤问题制约。此外,部分地理及规划学者还发现超长的通勤时间对于居民的身心健康都具有不良影响。生理上,通勤时间过长不仅会直接使人产生疲劳乏力等状态,还会通过挤占其他自由时间(如锻炼、休息、三餐等),间接影响身体健康(Hansson et al, 2011),导致个体体重指数不正常、睡眠质量差、经常请病假等。心理上,通勤时间对于个人幸福感存在显著的负向影响,通勤者容易感到焦虑、压力大、情绪低落(Smith, 1991;Oliveira et al,2015;吴江洁、孙斌栋,2016)。

聚焦到通勤行为的经济学研究,大多为城市或个人视角。Monte et al(2018)发现通勤开放程度越高的城市,劳动力市场受到的生产率冲击越小;Melanie & Thomas(2021)探讨了在求职中通勤价值的性别差异,发现女性更容易被通勤成本限制,从而不利于其劳动力市场地位;Ommeren & Cooke(2009)以荷兰员工为研究对象,综合考量时间和金钱成本,发现员工一小时通勤的边际成本约 17 欧元。近年来,一些学者开始关注通勤成本对企业层面的影响。例如,Lu et al(2021)根据北京两家公司的追踪问卷研究发现,地铁开通会提高员工绩效,且这种积极作用对于销售人员和非管理层更为显著,而对可远程办公员工影响较小。同时,地铁带来的通勤条件的改善还能减少员工的离职风险。孙伟增和何磊磊(2022)发现,通勤时间的增加会显著降低企业生产效率,且这种影响对于以私家车或公共汽车为主要通勤方式的员工更为显著。但总体而言,从“企业侧”关注地铁开通带来的微观影响的经济研究仍然较为匮乏。

## (二) 研究假说

作为前提,地铁开通对于其他交通方式具有挤出效应,能显著改变人们的出行方式(Gu et al, 2021)。当企业附近开通地铁时,对于企业员工而言,至少提供了与已有通勤方式相比更多的通勤选择,也更可能选择地铁作为通勤工具(Lu et al, 2021; 张英杰等, 2015)。Lu et al(2021)基于公司员工的调研问卷数据,也发现北京 15 号线的开通确实能够缩短 20 分钟左右的单程通勤时间。接着,我们考虑地铁开通带来的通勤成本的下降,可能从以下几个方面对企业生产率产生影响。

一方面,通勤成本下降能提高员工非金钱的效用增加(即幸福感),从而提升工作和创新效率。地铁具备高速、价廉、运行平稳、客运量大等优点,相比可能面临道路拥堵问题的私家车和公共汽车,地铁通勤能节省大量时间,无用通勤时间的释放带来闲暇时间的增加,从而提升个人幸福感。已有文献发现,幸福指数更高的员工业绩表现越好,而坏心情对员工的任务绩效行为有显著的负向影响(孙旭等, 2014)。随着通勤时间的增加,企业研发人员的生产效率会受到影响,从而抑制企业创新和生产效率(Xiao et al, 2021; Lu et al, 2021; 孙伟增、何磊磊, 2022)。

另一方面,通勤成本的下降作为员工通勤的优势之一还能帮助企业吸引更多人才。据求职社交平台 LinkedIn(领英)数据显示,85%的员工能够接受因为通勤时间减少带来的减薪。由此可见,通勤是员工求职时至关重要的影响因素。Lu et al(2021)发现企业周边开通地铁能够显著减少员工的离职风险,并提高新进入员工的素质。由于对于高层次人才而言,其时间成本更高,对时间利用效率的要求也越高,通勤时长显得更为关键。吴江洁和孙斌栋(2016)研究证明,对于个人收入高、教育程度高的居民而言,通勤时间所造成的负面心理影响更大。同时,相较于低收入者,中高收入者职位分离程度也更大(柴彦威等, 2011),因此,地铁带来的边际改善效果更大。当其他条件不变,地铁开通带来的通勤改善,提高了企业招聘时的议价能力,有利于人才吸引。

通过上述分析,地铁开通带来的通勤成本下降,可能对企业研发效率和人才吸引两个方面产生积极影响,最终导致企业生产率的提高。基于此,我们提出本文的主要假说:

研究假说:地铁开通带来的通勤成本下降会提高企业生产率。

## 三、研究设计

### (一) 数据来源与样本筛选

本文以 2003—2018 年我国 A 股上市公司作为初始样本,手工搜集整理了地铁建设数据,其中地铁站坐标数据爬取自百度地图,地铁站开通时间数据利用百度百科、搜狗百科及新闻报道搜索整理得到,并以开通试运营时间(能搜到的最早运营时间)为准。然后,我们将地铁开通数据与企业层面数据进行合并,并进行以下处理:(1)剔除非制造业上市公司样本;(2)剔除资产负债率大于 1 的样本;(3)剔除相关数据缺失的样本;(4)对涉及的所有连续变量,在 1%和 99%的水平上进行缩尾处理(Winsorize)。经过上述处理后,初步得到 20188 个公司一年度观测值。从城市分布来看,样本覆盖的地区涉及 232 个城市,其中占比排名前 10 的城市分别为:上海市(7.12%)、深圳市(6.51%)、北京市(6.26%)、杭州市(3.13%)、苏州市(2.88%)、无锡市(2.50%)、成都市(2.38%)、广州市(2.31%)、宁波市(1.73%)和绍兴市(1.71%)。本文研究使用的企业层面数据来源于 CSMAR 数据库,城市层面数据来源于《中国城市统计年鉴》。

### (二) 变量定义

1. 通勤成本。相比其他通勤交通方式面临的道路拥堵、油费高昂等问题,地铁拥有时间准、速度快、单价低等诸多优势,无论是从时间成本或经济成本考量,地铁都是最优质的通勤工具之一,企业周边地铁的开通有利于降低企业员工的通勤成本。因此,借助地铁开通这一外生事件,我们构造通勤成本的衡量指标(*Proximity*),若公司距离最近开通的地铁站 1 公里内,则取值为 1,否则为 0。

2. 企业生产率。已有研究对企业生产率的估计大致分为参数法、半参数法和确定性方法三类(鲁晓东、连玉君, 2012)。本文主回归部分借鉴钱雪松等(2018)、Giannetti et al(2015)、Krishnan et

al(2015)等研究,通过估计以下柯布一道格拉斯生产函数得到企业生产率的测度指标:

$$\ln Y_{ijt} = \beta_{0jt} + \beta_{1jt} \ln K_{ijt} + \beta_{2jt} \ln L_{ijt} + \beta_{3jt} \ln M_{ijt} + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, $i,t,j$ 分别表示企业、时间和行业。 $Y$ 为企业营业收入, $K$ 为企业固定资产净值, $L$ 为企业职工人数, $M$ 为中间投入,以企业“购买商品、接受劳务支付的现金”测度。我们将样本按不同行业和年度进行分组回归,计算得到残差测度的企业全要素生产率(TFP)。此外,在稳健性检验部分,我们还将使用基于OP法估计得到的企业TFP测度进行重新估计。

3. 控制变量。参考李卫兵和张凯霞(2019),我们在企业层面控制了企业规模(Size)、企业年龄(Age)、固定资产份额(Tangibility)、资产负债率(Leverage)、资产收益率(ROA)、国有产权属性(SOE)、市账比(MTB)等公司特征。同时,我们还在城市层面控制了城市总人口数(lnPopulation)、城市生产总值(lnGDP)、城市基础设施(lnRoad)、城市外商直接投资总额(lnFDI)等城市特征。上述变量定义如表1所示:

表1 变量定义

变量	变量说明
TFP	企业全要素生产率
Proximity	若公司距离最近的地铁站1公里内,则取值为1,否则为0
lnPopulation	城市总人口数(万人)的自然对数
lnGDP	城市GDP(万元)的自然对数
lnRoad	城市基础设施,城市道路面积(万平方米)的自然对数
lnFDI	城市外商直接投资总额(万美元)的自然对数
Age	企业年龄,(当年年度-公司成立年份+1)的自然对数
Size	企业规模,总资产的自然对数
Tangibility	固定资产份额,固定资产净值/总资产
Leverage	资产负债率,总负债/总资产
ROA	资产收益率,净利润/总资产
SOE	国有产权属性,国有企业取1,其余取0
MTB	市账比,年个股总市值/所有者权益
Radius	通勤空间半径的自然对数,详见《通勤报告》
Urban area	建成区面积(平方公里)/1000
BUS	公共交通状况,城市全年公共汽(电)车客运总量/实有公共汽(电)车数量
lnPatent	企业已申请的专利数量的自然对数
High_Edu	员工学历构成,公司本科及以上学历的员工人数占比
lnEmployee wage	员工平均薪酬,参考孔东民等(2017)
Tech_Zone	若企业周边设有高新技术开发区,则取值为1,否则为0
East	若企业位于东部城市则取值为1,否则为0

### (三)模型设定

为检验地铁开通所带来的通勤成本下降对企业全要素生产率的影响,参考Lu et al(2021)、杨桐彬等(2020)和肖挺(2021),我们采用双重差分模型评估通勤成本对企业生产率的影响,基本模型如下:

$$TFP_{i,t+1} = \alpha + \beta Proximity_{i,t} + \varphi X_{i,t} + \delta_i + \sigma_t \cdot \theta_j + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $i,t$ 分别表示企业和时间。因变量TFP为企业全要素生产率。Proximity为地铁开通的虚拟变量,若公司距离最近的地铁站在1公里内,则取值为1,否则为0。 $X_{i,t}$ 表示控制变量。同时,本文还控制了个体固定效应 $\delta_i$ 和时间随行业的固定效应 $\sigma_t \cdot \theta_j$ 。我们主要关注Proximity的回归系



数,若 $\beta$ 显著为正,则表明地铁开通之后,能够提升周边受影响的企业的全要素生产率。

#### (四)描述性统计

表2报告了本文所使用的主要变量的描述性统计结果。其中,上市公司全要素生产率( $TFP$ )的均值为 $-0.003$ ,标准差为 $0.271$ ,表明上市公司之间全要素生产率的差异较大。 $Proximity$ 的均值为 $0.125$ ,表明样本中受地铁开通影响的观测值占比约为 $12.5\%$ 。其他控制变量的统计结果与已有文献基本一致。

表3根据样本是否受到地铁开通的影响进行分组,并将两组样本在各主要变量的描述性统计进行了比较检验。可以发现,受地铁开通影响的样本( $Proximity=1$ )的 $TFP$ 显著高于未受地铁开通影响的样本( $Proximity=0$ )。其他特征方面,两组样本的差异也较为显著。

表2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$TFP$	20188	$-0.003$	$0.271$	$-0.693$	$-0.019$	$0.847$
$Proximity$	20188	$0.125$	$0.331$	$0.000$	$0.000$	$1.000$
$Size$	20188	$21.686$	$1.142$	$19.475$	$21.549$	$25.144$
$Leverage$	20188	$0.420$	$0.202$	$0.050$	$0.414$	$0.909$
$ROA$	20188	$0.037$	$0.060$	$-0.219$	$0.037$	$0.195$
$Age$	20188	$2.634$	$0.415$	$1.386$	$2.708$	$3.401$
$Tangibility$	20188	$0.251$	$0.148$	$0.017$	$0.224$	$0.660$
$MTB$	20188	$3.926$	$3.730$	$0.704$	$2.825$	$26.643$
$SOE$	20188	$0.399$	$0.490$	$0.000$	$0.000$	$1.000$
$\ln Population$	20188	$6.348$	$0.652$	$4.435$	$6.402$	$8.082$
$\ln GDP$	20188	$17.509$	$1.198$	$14.568$	$17.563$	$19.540$
$\ln Road$	20188	$8.185$	$1.023$	$5.587$	$8.305$	$9.893$
$\ln FDI$	20188	$11.815$	$1.867$	$5.209$	$12.256$	$14.431$

表3 分组比较

变量	$Proximity=0$ (观测值=17663)		$Proximity=1$ (观测值=2525)		T-test	Wilcoxon test
	均值	中值	均值	中值	p-value	p-value
$TFP$	$-0.007$	$-0.024$	$0.025$	$0.017$	$0.000$	$0.000$
$Size$	$21.634$	$21.511$	$22.053$	$21.880$	$0.000$	$0.000$
$Leverage$	$0.417$	$0.410$	$0.436$	$0.444$	$0.000$	$0.000$
$ROA$	$0.037$	$0.037$	$0.038$	$0.036$	$0.498$	$0.683$
$Age$	$2.615$	$2.708$	$2.761$	$2.833$	$0.000$	$0.000$
$Tangibility$	$0.259$	$0.233$	$0.193$	$0.161$	$0.000$	$0.000$
$MTB$	$3.866$	$2.811$	$4.342$	$2.924$	$0.000$	$0.009$
$SOE$	$0.389$	$0.000$	$0.467$	$0.000$	$0.000$	$0.000$
$\ln Population$	$6.281$	$6.361$	$6.815$	$7.153$	$0.000$	$0.000$
$\ln GDP$	$17.322$	$17.356$	$18.814$	$18.961$	$0.000$	$0.000$
$\ln Road$	$8.037$	$8.087$	$9.220$	$9.243$	$0.000$	$0.000$
$\ln FDI$	$11.567$	$11.895$	$13.549$	$13.582$	$0.000$	$0.000$

## 四、实证结果与分析

### (一)主要回归结果

我们通过估计模型(2)检验通勤成本对企业全要素生产率的影响。表4报告了回归的结果,其

中 *Proximity* 是我们主要关注的变量。列(1)估计了通勤成本对企业生产率的基本影响, *Proximity* 的回归系数估计值为 0.017, 在 5% 的水平上显著为正。我们在列(2)(3)中逐步加入企业层面与城市层面控制变量, *Proximity* 的回归系数分别为 0.014 和 0.020, 仍然在 10% 和 5% 的水平上显著为正。以上结果表明, 随着企业周边地铁开通, 员工通勤成本的下降有利于企业生产率的提升, 支持了本文主要假设。

从控制变量看, 企业层面上, 规模(*Size*)越大、资产负债率(*Leverage*)越低、资产收益率(*ROA*)越高、固定资产份额(*Tangibility*)越低、市账比(*MTB*)越高的企业, 企业生产率越高。城市层面上, 人口( $\ln(\text{Population})$ )越多的城市, 企业生产率越低, 这可能是由于高人口摊薄了地铁通勤的可获得性, 降低了地铁的人均服务水平。

表 4 主回归结果

变量	$TFP_{t+1}$		
	(1)	(2)	(3)
<i>Proximity</i>	0.017** (2.170)	0.014* (1.881)	0.020** (2.519)
<i>Size</i>		0.021*** (4.901)	0.021*** (4.968)
<i>Leverage</i>		-0.054*** (-3.151)	-0.052*** (-3.041)
<i>ROA</i>		0.474*** (13.198)	0.474*** (13.210)
<i>Age</i>		0.031* (1.717)	0.033* (1.781)
<i>Tangibility</i>		-0.081*** (-4.075)	-0.083*** (-4.158)
<i>MTB</i>		0.004*** (5.529)	0.004*** (5.493)
<i>SOE</i>		-0.012 (-1.217)	-0.013 (-1.308)
$\ln\text{Population}$			-0.028** (-2.292)
$\ln\text{GDP}$			-0.004 (-0.509)
$\ln\text{Road}$			0.000 (0.043)
$\ln\text{FDI}$			0.002 (0.661)
常数项	-0.005*** (-2.995)	-0.519*** (-5.345)	-0.306** (-2.324)
企业固定效应	是	是	是
产业×年份固定效应	是	是	是
观测值	20188	20188	20188
调整的 R <sup>2</sup>	0.429	0.439	0.439

注: 括号内为经企业层面聚类调整标准误后得到的 t 值, \*\*\*, \*\*, \* 分别表示估计系数在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。下同。

## (二) 动态效应检验

为了验证平行趋势假设并更加深入地观察地铁开通对企业全要素生产率产生影响的时点与持续性, 本文参照 Bertrand & Mullainathan(2003) 设定如下模型:

$$\begin{aligned}
TFP_{i,t+1} = & \alpha + \beta_{-4} Before_{i,t}^4 + \beta_{-3} Before_{i,t}^3 + \beta_{-2} Before_{i,t}^2 + \beta_{-1} Before_{i,t}^1 \\
& + \beta_0 Current_{i,t} + \beta_1 After_{i,t}^1 + \beta_2 After_{i,t}^2 + \beta_3 After_{i,t}^3 + \beta_4 After_{i,t}^4 \\
& + \beta_5 After_{i,t}^{5+} + \varphi X_{i,t} + \delta_i + \sigma_t \cdot \theta_j + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \quad (3)$$

模型(3)将模型(2)的 *Proximity* 替换成了十个虚拟变量:  $Before_{i,t}^k$  表示企业距离最近地铁站在 1 公里内的前  $k$  年取 1, 否则取 0;  $Current_{i,t}$  表示企业距离最近地铁站在 1 公里内的当年取 1, 否则取 0;  $After_{i,t}^k$  表示企业距离最近地铁站在 1 公里内的后  $k$  年取 1, 否则取 0;  $After_{i,t}^{5+}$  表示企业距离最近地铁站在 1 公里内的后 5 年或 5 年以上取 1, 否则取 0。估计结果如表 5 所示,  $Before^4$ 、 $Before^3$ 、 $Before^2$ 、 $Before^1$  的系数均不显著, 表明在企业周边 1 公里内建成地铁站的前四年, 其企业生产率与其他距离最近地铁站在 1 公里以上的企业并没有显著差异, 支持了平行趋势假设。  $Current$ 、 $After^3$ 、 $After^4$ 、 $After^{5+}$  的系数均显著为正, 表明在企业周边 1 公里内建成地铁站后, 企业的全要素生产率开始有显著的促进作用。图 1 根据表 5 的估计结果绘制了平行趋势检验结果, 以上结果表明通勤成本的下降有助于提高企业生产率, 而且这种影响具有一定的持续性。

表 5 平行趋势检验

变量	$TFP_{t+1}$
$Before^4$	0.003 (0.162)
$Before^3$	0.001 (0.093)
$Before^2$	0.020 (1.376)
$Before^1$	0.022 (1.540)
$Current$	0.028** (2.020)
$After^1$	0.019 (1.318)
$After^2$	0.010 (0.626)
$After^3$	0.029* (1.780)
$After^4$	0.038** (2.203)
$After^{5+}$	0.046*** (2.981)
$Size$	0.021*** (4.932)
$Leverage$	-0.052*** (-3.042)
$ROA$	0.473*** (13.174)
$Age$	0.035* (1.900)
$Tangibility$	-0.084*** (-4.243)
$MTB$	0.004*** (5.445)

变量	$TFP_{t+1}$
SOE	-0.013 (-1.322)
$\ln Population$	-0.030** (-2.416)
$\ln GDP$	-0.006 (-0.706)
$\ln Road$	0.004 (0.622)
$\ln FDI$	0.002 (0.638)
常数项	-0.305** (-2.310)
企业固定效应	是
产业×年份固定效应	是
观测值	20188
调整的 $R^2$	0.439

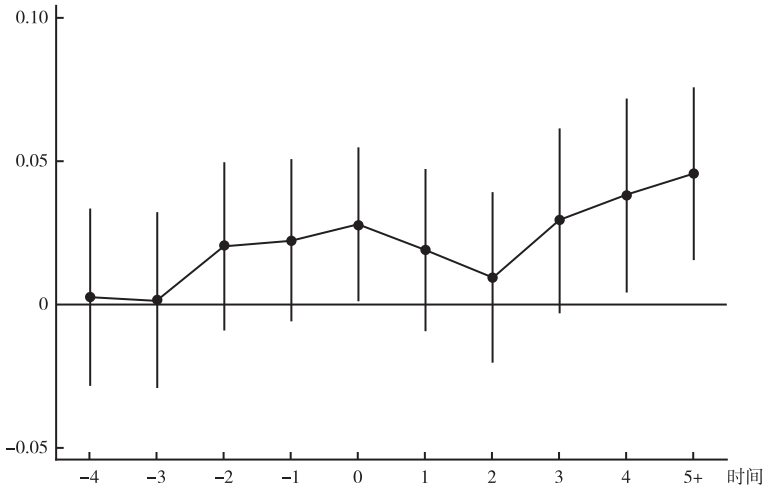


图 1 平行趋势检验结果

### (三) 倾向得分匹配(PSM)估计

在表 3 中,可以看到受地铁开通影响的样本(实验组)和未受地铁开通影响的样本(控制组)在诸多企业层面与城市层面特征上存在显著差异。在这一部分,我们采用倾向得分匹配(PSM)方法来缓解这些特征差异对研究产生的影响。

具体来说,本文借鉴 Fang et al(2014)的匹配策略,首先保留实验组中受地铁开通影响的起始年份样本( $Treat=1$ )和在样本期间内从未受地铁开通影响的样本( $Treat=0$ )。然后,选取模型(2)中的所有企业特征和城市特征相关变量作为匹配协变量,并控制行业和时间固定效应,基于 logit 模型拟合出对应的倾向性得分,再按照 1:1 最邻近无放回的方式对实验组样本进行 1:1 匹配,即为每个实验组公司匹配一个从未受地铁开通影响的控制组样本。最终,再将实验组和控制组公司对应的整个样本期间作为匹配后的样本进行回归估计,共得到 7842 个企业一年度观测值。本文进行了匹配之后实验组与控制组样本的比较检验,可以发现,经过匹配之后,两组样本在相关特征方面已经不存在显著差异。本文也报告了匹配前后,企业受地铁开通影响的概率估计结果。<sup>①</sup> 同时可以发现,在

① 实验组与控制组的比较检验,以及概率结果,因篇幅所限备索。



匹配后,企业受地铁开通影响的概率已经不受企业层面和城市层面特征的影响。因此,该匹配样本能够在一定程度缓解可观测的企业层面和城市层面特征上的差异影响。

基于匹配后的样本,我们重新按照模型(2)进行估计,表6的列(1)—(3)报告了主回归结果,分别为未加入控制变量,以及逐步加入企业层面与城市层面控制变量。列(4)报告了动态效应检验的结果,均与前述结果一致。

表6 PSM 回归结果

变量	$TFP_{i+1}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Proximity</i>	0.017** (2.033)	0.014* (1.752)	0.017** (2.043)	
<i>Before</i> <sup>4</sup>				0.005 (0.309)
<i>Before</i> <sup>3</sup>				0.002 (0.101)
<i>Before</i> <sup>2</sup>				0.025 (1.543)
<i>Before</i> <sup>1</sup>				0.012 (0.785)
<i>Current</i>				0.036** (2.361)
<i>After</i> <sup>1</sup>				0.023 (1.408)
<i>After</i> <sup>2</sup>				0.018 (1.010)
<i>After</i> <sup>3</sup>				0.043** (2.252)
<i>After</i> <sup>4</sup>				0.050** (2.483)
<i>After</i> <sup>5+</sup>				0.052*** (2.682)
<i>Size</i>		0.025*** (3.838)	0.025*** (3.873)	0.024*** (3.719)
<i>Leverage</i>		-0.071*** (-2.621)	-0.069** (-2.549)	-0.069** (-2.558)
<i>ROA</i>		0.425*** (7.616)	0.425*** (7.615)	0.421*** (7.567)
<i>Age</i>		-0.025 (-0.903)	-0.024 (-0.865)	-0.021 (-0.764)
<i>Tangibility</i>		-0.096*** (-2.915)	-0.097*** (-2.950)	-0.099*** (-3.006)
<i>MTB</i>		0.003*** (2.718)	0.003*** (2.725)	0.003*** (2.626)
<i>SOE</i>		-0.020 (-1.380)	-0.021 (-1.430)	-0.019 (-1.274)
<i>lnPopulation</i>			-0.021 (-1.311)	-0.024 (-1.522)
<i>lnGDP</i>			0.001 (0.083)	0.002 (0.100)

变量	$TFP_{t+1}$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln Road$			-0.006 (-0.544)	-0.004 (-0.349)
$\ln FDI$			0.002 (0.388)	0.002 (0.416)
常数项	0.008** (2.341)	-0.431*** (-2.888)	-0.304 (-1.398)	-0.303 (-1.398)
企业固定效应	是	是	是	是
产业×年份固定效应	是	是	是	是
观测值	7842	7842	7842	7842
调整的 $R^2$	0.434	0.444	0.444	0.443

(四) 安慰剂检验

为避免我们的结果是由于某些随机因素造成,本文进一步进行安慰剂检验。具体来说,我们将上市公司原始样本按照当年距离最近地铁站在 1 公里内的比例在控制组样本中进行随机分配,从而构造出模拟的受地铁开通影响的样本。然后我们对该伪样本按照模型(2)进行回归,得到 *Proximity* 的回归系数大小。重复这个模拟过程 1000 次,并在表 7 报告了这 1000 个伪 *Proximity* 系数估计值大小及相关统计量,同时画出伪 *Proximity* 回归系数估计值的分布图(分布图中虚线位置的横坐标为真实样本的回归系数估计值大小,即表 4 列(3) *Proximity* 的系数值 0.020)。根据表 7 和图 2 的结果可以发现,由伪样本得到的估计系数分布的中心接近于 0,即由地铁开通带来的通勤成本下降对企业生产率并没有产生显著影响,从而表明主回归分析的估计结果并非偶然得到的,而确实是由于企业周边建成地铁站带来的通勤成本下降所带来的影响。

表 7 安慰剂检验

	估计结果	模拟次数	均值	标准差	最小值	P10	中位数	P90	最大值
<i>Proximity</i>	系数大小	1000	0.000	0.014	-0.051	-0.019	0.000	0.018	0.054
	t 统计量	1000	-0.022	1.586	-5.721	-2.066	-0.043	1.971	5.791

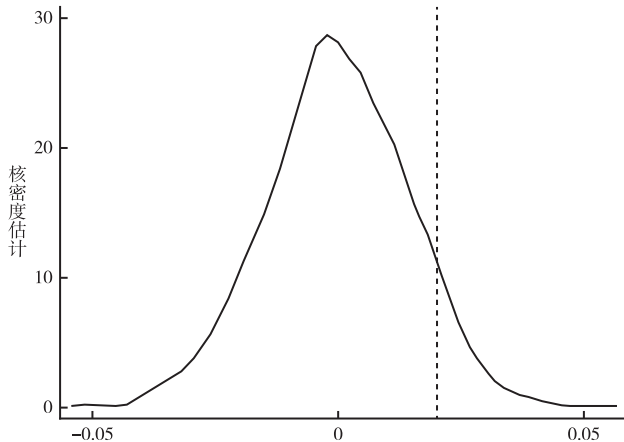


图 2 安慰剂检验结果

(五) 影响机制检验

正如前文假说部分提到的,通勤成本的下降一方面能够提升企业员工的生产效率,尤其是对研发人员的影响能够有利于企业进行研发创新(Xiao et al, 2021)。另一方面,通勤成本的下降作为通

勤优势能够对员工求职产生影响,进而有利于企业吸引更多人才(Lu et al, 2021)。由于企业的研发创新与员工人力资本均能够对企业生产效率带来显著的改善作用(吴延兵,2006),因此,我们分别从这两个方面进行影响机制分析。

1. 研发创新。研发创新是提高企业生产率的关键因素,而员工作为研发主体,能显著影响企业创新能力(Chang et al, 2015)。Xiao et al(2021)发现通勤距离的增加会降低员工的研发效率。同时,地铁开通还有助于搭建知识交流网络,人才流动的便利性提高了潜在的知识溢出率,从而进一步提高企业研发水平。我们构建研发创新指标( $\ln Patent$ )作为因变量,以企业当年申请专利数量加1的自然对数进行衡量。结果如表8列(1)(2)所示,地铁开通能显著提高企业的研发创新水平。

2. 人才吸引。地铁开通带来的通勤质量改善,在其他条件不变时,提高了企业招聘时的议价能力,有利于人才吸引。Lu et al(2021)发现,在相同的工资水平下,地铁开通后的员工绩效评分更高,且能够提高新进入员工的素质。此外,从受聘人才的角度分析,高教育程度的居民受通勤时间所造成的负面心理影响更大(吴江洁、孙斌栋,2016),因此,更重视工作地点的通勤条件。我们构建人才吸引指标  $High\_Edu$ ,以企业本科及以上学历的员工百分比计。结果如表8列(3)(4)所示,地铁开通能显著帮助企业吸引高学历人才。

表8 影响机制检验

变量	$\ln(Patent)_{t+1}$		$High\_Edu_{t+1}$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Proximity</i>	0.088** (2.076)	0.081* (1.826)	2.107*** (6.639)	1.542*** (4.635)
<i>Size</i>		0.058** (2.448)		1.101*** (6.205)
<i>Leverage</i>		0.171* (1.781)		-1.799** (-2.511)
<i>ROA</i>		1.000*** (4.956)		0.961 (0.637)
<i>Age</i>		0.037 (0.354)		0.463 (0.599)
<i>Tangibility</i>		0.004 (0.035)		-3.038*** (-3.630)
<i>MTB</i>		-0.002 (-0.522)		0.119*** (4.086)
<i>SOE</i>		0.293*** (5.307)		0.975** (2.364)
$\ln Population$		-0.027 (-0.389)		-1.013** (-1.962)
$\ln GDP$		0.017 (0.398)		2.576*** (7.883)
$\ln Road$		0.030 (0.797)		-0.995*** (-3.564)
$\ln FDI$		-0.024* (-1.648)		-0.203* (-1.829)
常数项	0.578*** (60.552)	-1.085 (-1.465)	9.076*** (127.154)	-43.501*** (-7.853)
企业固定效应	是	是	是	是
产业×年份固定效应	是	是	是	是
观测值	20781	20188	20781	20188
调整的 R <sup>2</sup>	0.331	0.336	0.687	0.689

(六) 异质性检验

不同城市往往具有较大的通勤特征差异,对于通勤质量本身较好的城市,地铁开通对于通勤成本下降的边际效用较低,因此对企业生产率的提升作用可能是不显著的。在本节,我们通过城市通勤距离(*Radius*)、城市建成区面积(*Urban area*)、城市公共交通状况(*BUS*)三个指标来衡量城市本身的通勤质量特征。

首先是通勤距离(*Radius*),以通勤空间半径<sup>①</sup>的自然对数衡量。通勤空间半径为覆盖 90% 中心城区通勤人口居住与就业分布的空间椭圆的长轴。作为城市通勤空间辐射范围的测度,通勤空间半径越大,表明城市的通勤距离越远。我们将城市按照通勤空间半径的 1/4 分位进行分组,并构造虚拟变量(*Radius\_High25*),若样本所在城市的通勤空间半径高于较大的 1/4 分位则取值为 1,否则为 0。回归结果如表 9 列(1)所示,主要关注 *Proximity* · *Radius\_High25* 的估计系数。结果表明,地铁开通对于通勤距离较远城市的企业生产率提升效果更加显著,符合我们的预期。类似地,我们还利用城市建成区面积(*Urban area*)作为通勤距离的衡量指标,一般城市边界越大,人口居住地越为分散,城市的通勤压力越大(周江评等,2013;肖挺,2021)。我们构建变量 *Urban area*,以建成区面积(平方公里)除以 1000 计。如表 9 列(2)所示,回归结果同样也表明,地铁开通对企业全要素生产率的影响在通勤距离较远的城市更加显著,从而验证了地铁开通能够缩短员工的通勤时间,提高工作效率。

此外,我们还考虑了城市交通状况的影响。参考肖挺(2021),我们计算了市区内平均每辆公共汽(电)车载乘客人数(*BUS*),计算方法为城市全年公共汽(电)车客运总量除以城市实有公共汽(电)车数量。该数据整理自《中国城市统计年鉴》。*BUS* 衡量了客运能力的高低,*BUS* 的值越大,表明城市的公共交通状况越好,因此,地铁对传统交通工具的替代效应会较弱,从而地铁开通带来的边际改善效果较小。基于此,我们进一步构建虚拟变量 *BUS\_High25*,若样本所在城市的 *BUS* 高于较大的 1/4 分位则取值为 1,否则为 0。回归结果如表 9 列(3)所示,*Proximity* · *BUS\_High25* 的估计系数显著为负,表明城市公共交通状况越好,也即城市通勤质量越好,由于其他交通设施能够提供较好的替代,因此地铁开通对企业全要素生产率的提升作用会受到抑制。

表 9 异质性检验

变量	$TFP_{t+1}$		
	(1)	(2)	(3)
<i>Proximity</i>	0.010 (1.190)	0.002 (0.164)	0.027*** (3.033)
<i>Radius_High25</i>	0.084** (2.242)		
<i>Proximity</i> · <i>Radius_High25</i>	0.060*** (2.862)		
<i>Urban area</i>		0.012 (0.587)	
<i>Proximity</i> · <i>Urban area</i>		0.038* (1.728)	
<i>BUS_High25</i>			0.006 (1.070)
<i>Proximity</i> · <i>BUS_High25</i>			-0.024* (-1.749)
<i>Size</i>	0.009* (1.651)	0.020*** (4.640)	0.021*** (4.956)

①数据来源于中国城市规划设计研究院:《2021 年度中国主要城市通勤检测报告》,https://mp.weixin.qq.com/s/eLTxM3XMGn3YO34YqYSNoQ。

续表 9

变量	$TFP_{t+1}$		
	(1)	(2)	(3)
<i>Leverage</i>	0.026 (1.188)	-0.048*** (-2.758)	-0.052*** (-3.044)
<i>ROA</i>	0.412*** (9.143)	0.480*** (13.215)	0.474*** (13.214)
<i>Age</i>	-0.067*** (-2.851)	0.030 (1.611)	0.033* (1.775)
<i>Tangibility</i>	-0.096*** (-3.717)	-0.077*** (-3.829)	-0.083*** (-4.170)
<i>MTB</i>	0.001 (1.565)	0.004*** (5.225)	0.004*** (5.486)
<i>SOE</i>	-0.031** (-2.427)	-0.012 (-1.256)	-0.013 (-1.329)
<i>lnPopulation</i>	-0.021 (-1.168)	-0.032** (-2.542)	-0.028** (-2.266)
<i>lnGDP</i>	-0.012 (-0.854)	-0.005 (-0.591)	-0.004 (-0.510)
<i>lnRoad</i>	-0.026** (-2.531)	-0.001 (-0.079)	0.000 (0.063)
<i>lnFDI</i>	0.009** (2.448)	0.002 (0.588)	0.002 (0.604)
常数项	0.453* (1.894)	-0.233 (-1.552)	-0.307** (-2.331)
企业固定效应	是	是	是
产业×年份固定效应	是	是	是
观测值	12475	19776	20188
调整的 R <sup>2</sup>	0.456	0.437	0.439

### (七) 扩展性检验

主回归结果表明,企业周边 1 公里内开通地铁导致的通勤成本下降会提高企业生产率。在本节,我们更换不同的距离标准,探究地铁通勤作用的生效范围。具体来说,我们测试了地铁站距离企业 0.5 公里、1.5 公里、2 公里、3 公里、5 公里时,地铁开通是否依然会导致通勤成本的下降,从而提高企业生产率。研究结果表明,当地铁站与企业距离在 2 公里以内时,如表 10 的 Panel A 所示,依然会产生通勤成本下降使企业生产率提高。但当地铁站与企业距离大于等于 3 公里时,如表 10 的 Panel B 所示,地铁带来的通勤改善作用失效。总结来说,地铁站的通勤改善效果会随着企业与其距离的增加而减弱,符合预期。

表 10 不同距离的影响

Panel A: 不同距离标准			
变量	$TFP_{t+1}$		
	(1)	(2)	(3)
<i>Proximity</i> (0.5 公里)	0.023** (2.355)		
<i>Proximity</i> (1.5 公里)		0.024*** (3.377)	



Panel A: 不同距离标准

变量	TFP <sub>t+1</sub>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Proximity</i> (2 公里)			0.024*** (3.377)
<i>Size</i>	0.021*** (4.979)	0.021*** (4.897)	0.021*** (4.897)
<i>Leverage</i>	-0.053*** (-3.082)	-0.052*** (-3.052)	-0.052*** (-3.052)
<i>ROA</i>	0.474*** (13.200)	0.476*** (13.251)	0.476*** (13.251)
<i>Age</i>	0.033* (1.799)	0.033* (1.791)	0.033* (1.791)
<i>Tangibility</i>	-0.083*** (-4.167)	-0.083*** (-4.147)	-0.083*** (-4.147)
<i>MTB</i>	0.004*** (5.487)	0.004*** (5.442)	0.004*** (5.442)
<i>SOE</i>	-0.013 (-1.302)	-0.013 (-1.283)	-0.013 (-1.283)
<i>lnPopulation</i>	-0.028** (-2.250)	-0.029** (-2.350)	-0.029** (-2.350)
<i>lnGDP</i>	-0.003 (-0.448)	-0.005 (-0.671)	-0.005 (-0.671)
<i>lnRoad</i>	0.000 (0.028)	0.000 (0.025)	0.000 (0.025)
<i>lnFDI</i>	0.002 (0.659)	0.002 (0.667)	0.002 (0.667)
常数项	-0.318** (-2.421)	-0.275** (-2.078)	-0.275** (-2.078)
企业固定效应	是	是	是
产业×年份固定效应	是	是	是
观测值	20188	20188	20188
调整的 R <sup>2</sup>	0.439	0.439	0.439

Panel B: 不同距离的影响

变量	TFP <sub>t+1</sub>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Proximity</i> (1 公里)			0.020** (2.242)
<i>Proximity</i> (3 公里)	0.008 (1.162)		0.010 (0.915)
<i>Proximity</i> (5 公里)		-0.000 (-0.061)	-0.015 (-1.394)
<i>Size</i>	0.021*** (4.969)	0.021*** (5.030)	0.021*** (4.948)
<i>Leverage</i>	-0.052*** (-3.056)	-0.052*** (-3.056)	-0.052*** (-3.034)

Panel B:不同距离的影响			
变量	TFP <sub>t+1</sub>		
	(1)	(2)	(3)
ROA	0.474*** (13.204)	0.473*** (13.176)	0.474*** (13.198)
Age	0.032* (1.750)	0.031* (1.714)	0.032* (1.745)
Tangibility	-0.084*** (-4.203)	-0.085*** (-4.247)	-0.083*** (-4.172)
MTB	0.004*** (5.473)	0.004*** (5.493)	0.004*** (5.476)
SOE	-0.012 (-1.270)	-0.013 (-1.296)	-0.013 (-1.293)
lnPopulation	-0.026** (-2.143)	-0.025** (-2.052)	-0.028** (-2.290)
lnGDP	-0.003 (-0.372)	-0.002 (-0.201)	-0.003 (-0.419)
lnRoad	-0.001 (-0.080)	-0.000 (-0.068)	0.001 (0.126)
lnFDI	0.002 (0.695)	0.002 (0.711)	0.002 (0.658)
常数项	-0.329** (-2.479)	-0.362*** (-2.735)	-0.318** (-2.385)
企业固定效应	是	是	是
产业×年份固定效应	是	是	是
观测值	20188	20188	20188
调整的 R <sup>2</sup>	0.439	0.439	0.439

### (八) 稳健性检验

为保证结论的稳健性,这部分我们对主要结果进行稳健性检验。首先,在模型(2)的基础上,我们加入了城市随时间的固定效应以控制随时间变化的城市特征影响。结果如表 11 列(1)所示, *Proximity* 的回归系数仍然在 5%的水平上显著为正,结论一致。

然后,考虑到没开通地铁的城市可能与已开通地铁的城市存在系统性差异,我们只保留开通地铁城市样本。结果如表 11 列(2)所示, *Proximity* 的回归系数显著为正,结论一致。

其次,由于地铁修建需要多年且会提前预告,更重视地铁资源的企业可能会变更办公地址以使距离地铁更近。尽管这种概率较小,但我们仍排除了经纬度变动较大(10km 以上)的企业,如表 11 列(3)所示,结果基本不变。

再次,我们使用 OP 法重新计算 TFP(鲁晓东、连玉君,2012)。结果如表 11 列(4)所示, *Proximity* 的回归系数显著为正,仍然一致。

此外,考虑到东部和中西部之间地域发展差异对结果可能产生影响,我们构建地域虚拟变量 *East*,若企业位于东部城市则取值为 1,否则为 0。表 11 列(5)的回归结果中, *Proximity · East* 的系数并不显著,表明地域差异不会对地铁开通对企业全要素生产率的提升作用产生影响。

Lu et al (2021)发现员工薪酬会受到地铁开通的影响,我们进一步控制上市公司员工平均薪酬变量(*lnEmployee\_wage*),其计算方式为“应付职工薪酬总额”变化值加上“支付给职工以及为职工支付的现金”减去“董事、监事及高管年薪总额”再除以员工人数(孔东民等,2017)。结果如表 11 列

(6)所示,仍然一致。

同时,考虑到地铁站的建设可能并非随机选择,而受到某些难以观测的因素影响,这可能带来内生性问题。为缓解这种顾虑,我们分别构建公司规模(*Size\_High25*)和高新技术开发区(*Tech\_Zone*)变量<sup>①</sup>。政府可能倾向于在大型公司或高新区周边设立地铁站点,因此,前述变量定义为:若企业规模大于1/4分位则*Size\_High25*取值为1,否则为0;若企业周边1公里内有高新技术开发区则*Tech\_Zone\_1*取值为1,否则为0(*Tech\_Zone\_5*同理,范围为5公里)。表11列(7)中*Proximity*·*Size\_High25*的系数不显著,表明公司规模差异不是导致地铁开通与企业生产率关系的主要因素,列(8)(9)显示,不论引入控制变量*Tech\_Zone\_1*或*Tech\_Zone\_5*,*Proximity*,系数均保持正向显著。

最后,我们尝试引入公园(*Park*)和城市坡度(*Slope*)变量<sup>②</sup>作为工具变量,来进一步确保结论的可靠性。其中,公园(*Park*)为虚拟变量,若企业周边1公里内拥有公园则取值为1,否则为0。公园附近修建地铁站的概率较高,但企业周边是否有公园与企业本身是无关的,较好地满足了工具变量的外生性和相关性要求。另外,参考孙传旺等(2019)和杨桐彬等(2020)的研究,我们构建城市坡度变量(*Slope*),以城市坡度的均值计。*Slope*的观测值越大,表明修建地铁的成本和难度越高。将*Park*及1/*Slope*·*Park*作为工具变量进行两阶段最小二乘回归(2SLS),结果如表11列(10)所示,*Proximity*的回归系数显著为正,结论与主回归一致。<sup>③</sup>

总体而言,上述结果表明通勤成本下降对企业生产率的促进作用是十分稳健的。

表 11 稳健性检验

变量	(1) 控制其他 固定效应	(2) 只保留 开通地铁 城市样本	(3) 排除公司 地址变更 幅度较大 样本	(4) 替换 TFP 测度	(5) 考虑地区 影响	(6) 控制员工 薪酬	(7) 考虑公司 规模影响	(8) 控制 高新区	(9) 控制 高新区	(10) 工具变量 回归
<i>Proximity</i>	0.019** (2.219)	0.016** (2.011)	0.020* (1.714)	0.023* (1.767)	0.019** (2.261)	0.017** (2.208)	0.019** (2.089)	0.020** (2.522)	0.020** (2.504)	0.327* (1.859)
<i>East</i>					0.043** (2.252)					
<i>Proximity</i> · <i>East</i>					0.001 (0.073)					
<i>Size_High25</i>							-0.002 (-0.273)			
<i>Proximity</i> · <i>Size_High25</i>							0.002 (0.120)			
<i>Size</i>	0.014*** (2.936)	0.004 (0.682)	0.018*** (3.253)	0.135*** (20.074)	0.020*** (4.822)	0.018*** (4.326)	0.022*** (4.447)	0.021*** (4.967)	0.021*** (4.974)	0.016*** (3.046)
<i>Leverage</i>	-0.013 (-0.697)	0.005 (0.236)	-0.027 (-1.259)	0.268*** (9.871)	-0.051*** (-3.006)	-0.047*** (-2.774)	-0.052*** (-3.048)	-0.052*** (-3.039)	-0.052*** (-3.054)	-0.037*** (-2.025)
<i>ROA</i>	0.411*** (10.458)	0.388*** (8.264)	0.452*** (10.019)	1.297*** (22.573)	0.472*** (13.139)	0.463*** (12.923)	0.474*** (13.205)	0.474*** (13.210)	0.474*** (13.199)	0.457*** (12.227)
<i>Age</i>	0.007 (0.357)	-0.056** (-2.322)	0.029 (1.279)	-0.007 (-0.241)	0.034* (1.856)	0.042** (2.312)	0.033* (1.779)	0.033* (1.779)	0.033* (1.779)	0.039* (1.828)
<i>Tangibility</i>	-0.112*** (-5.061)	-0.131*** (-4.824)	-0.092*** (-3.623)	-0.291*** (-9.169)	-0.082*** (-4.127)	-0.066*** (-3.331)	-0.083*** (-4.147)	-0.083*** (-4.158)	-0.083*** (-4.156)	-0.049** (-2.020)
<i>MTB</i>	0.003*** (4.056)	0.001 (0.639)	0.004*** (4.615)	0.001 (1.191)	0.004*** (5.471)	0.004*** (5.235)	0.004*** (5.498)	0.004*** (5.492)	0.004*** (5.499)	0.003*** (4.132)

① 高新技术开发区名单整理由作者手工搜索整理得到。

② 公园坐标数据来自高德地图;城市坡度数据来自 ASTER GDEM(GDEM V2 30M)。

③ 限于篇幅,工具变量回归的第一阶段回归结果备案。

续表 11

变量	(1) 控制其他 固定效应	(2) 只保留 开通地铁 城市样本	(3) 排除公司 地址变更 幅度较大 样本	(4) 替换 TFP 测度	(5) 考虑地区 影响	(6) 控制员工 薪酬	(7) 考虑公司 规模影响	(8) 控制 高新区	(9) 控制 高新区	(10) 工具变量 回归
SOE	-0.023** (-2.013)	-0.040*** (-2.970)	-0.002 (-0.150)	-0.040** (-2.543)	-0.012 (-1.271)	-0.013 (-1.347)	-0.013 (-1.311)	-0.013 (-1.311)	-0.013 (-1.307)	-0.014 (-1.412)
lnPopulation		-0.022 (-1.139)	-0.123*** (-4.987)	-0.057*** (-2.887)	-0.026** (-2.092)	-0.029** (-2.363)	-0.028** (-2.295)	-0.028** (-2.295)	-0.028** (-2.267)	-0.068** (-2.320)
lnGDP		-0.014 (-0.849)	-0.014 (-1.327)	-0.013 (-1.087)	-0.009 (-1.085)	-0.006 (-0.729)	-0.004 (-0.512)	-0.004 (-0.511)	-0.004 (-0.527)	-0.039* (-1.799)
lnRoad		-0.032*** (-2.975)	-0.005 (-0.586)	0.015 (1.355)	-0.001 (-0.114)	0.002 (0.319)	0.000 (0.048)	0.000 (0.047)	0.001 (0.078)	0.008 (0.845)
lnFDI		0.008* (1.798)	0.006* (1.797)	0.016*** (3.723)	0.001 (0.458)	0.002 (0.611)	0.002 (0.655)	0.002 (0.662)	0.002 (0.654)	0.000 (0.096)
lnEmployee_wage						0.044*** (10.884)				
Tech_Zone_1								-0.002 (-0.133)		
Tech_Zone_5									-0.007 (-0.776)	
常数项	-0.317*** (-2.853)	0.666** (2.547)	0.525** (2.450)	0.783*** (3.732)	-0.243* (-1.803)	-0.754*** (-5.477)	-0.318** (-2.267)	-0.306** (-2.318)	-0.307** (-2.328)	
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
产业×年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市×年份固定效应	是	否	否	否	否	否	否	否	否	否
弱识别检验 (Cragg-Donald Wald F statistics)										18.707
Sargan statistics p-value										0.555
观测值	19232	11311	13683	19443	20188	20188	20188	20188	20188	20138
调整的 R <sup>2</sup>	0.467	0.466	0.472	0.759	0.439	0.443	0.439	0.439	0.439	

## 五、结论与启示

通勤交通是城市生活的重要组成部分,影响着城市的运行效率,关系着人民的幸福指数。随着我国城镇化的飞速发展,职住分离问题导致的通勤问题侵害着通勤者的身心健康。将通勤时间控制在合理范围内,保障居民的生产生活品质,已经成为全球大城市的共同目标。中央和地方政府长期把公共交通基础设施设置于重要地位,自1969年北京开通中国第一条地铁线路以来,截至2020年底,地铁已覆盖我国45个城市,成为居民通勤的主要交通工具选择。仅2020年度,新增轨道交通投资额就达4709.86亿元。改善交通基础设施的成本如此之高,通勤成本的改善带来的经济效果是值得关注的议题。

本文借助城市地铁开通这一外生事件,构建双重差分模型实证检验了地铁开通带来的通勤成本下降对企业生产率的影响。结果发现,通勤成本下降能够显著提高企业的全要素生产率,且具有一定的持续性。进一步考虑企业所在城市的异质性,我们发现通勤成本对于企业生产率的提升作用在通勤质量较差的城市更为显著,证明了在通勤距离远、公共交通状况差的城市,地铁建设带来的高边

际效用能够切实改善企业员工的通勤质量。该提升作用可能是源于通勤质量改善促进了企业研发创新和人才吸引。同时,地铁开通对企业全要素生产率的影响会随着企业与地铁之间距离的增加而减弱。

本文针对企业生产率,从企业微观层面为地铁建设的经济后果提供了实证证据,研究结论为有效改善居民通勤质量和提高企业生产率提供了如下启示:

首先,政府应科学规划土地,优化城市布局。空间功能单一导致的职住分离现象是极端通勤问题产生的根源。因此,政府在规划城市用地时,应该采用职住用地混合布局,同时多元化就业中心、平衡公共资源分配,努力拉近居住地与就业地的距离。

其次,政府应坚持公共交通建设投资、加快打造“1小时通勤圈”。本文揭示了交通基础设施建设对微观企业发挥的积极作用,政府应发挥地铁红利在促进企业提高生产率的作用,优化地铁站选址以扶持重点企业。同时,由于地铁的积极作用会随着企业与其距离的增加而减弱,政府可以调动市场力量,通过共享单车等方案解决通勤的“最后一公里”,提高地铁可达性,进一步发挥地铁的通勤改善效果。

最后,企业应对员工的通勤质量给予充分关注。本文研究结论表明,通勤质量的提高对于企业引才、留才、用才起到重要作用。企业可以开设通勤班车以提高员工出行的便利性,或发放差异化的通勤补贴以对员工进行通勤补偿,从而提高员工的通勤幸福感,增强员工对于企业的认同感与归属感,进一步提高企业生产率。

#### 参考文献:

- 柴彦威 张艳 刘志林,2011:《职住分离的空间差异性及其影响因素研究》,《地理学报》第2期。
- 郭力,2016:《中国大城市职住分离的成因及解决途径——以郑州市为例》,《城市问题》第6期。
- 孔东民 徐茗丽 孔高文,2017:《企业内部薪酬差距与创新》,《经济研究》第10期。
- 刘志林 王茂军,2011:《北京市职住空间错位对居民通勤行为的影响分析——基于就业可达性与通勤时间的讨论》,《地理学报》第4期。
- 李卫兵 张凯霞,2019:《空气污染对企业生产率的影响——来自中国工业企业的证据》,《管理世界》第10期。
- 鲁晓东 连玉君,2012:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》第2期。
- 龙玉 赵海龙 张新德 李曜,2017:《时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化》,《经济研究》第4期。
- 钱雪松 康瑾 唐英伦 曹夏平,2018:《产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国2009年十大产业振兴规划自然实验的经验研究》,《中国工业经济》第8期。
- 孙旭 严鸣 储小平,2014:《坏心情与工作行为:中庸思维跨层次的调节作用》,《心理学报》第11期。
- 孙伟增 何磊磊,2022:《职住分离、时间挤出与企业生产效率》,《经济学(季刊)》第4期。
- 孙传旺 罗源 姚昕,2019:《交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据》,《经济研究》第8期。
- 吴江洁 孙斌栋,2016:《通勤时间的幸福绩效——基于中国家庭追踪调查的实证研究》,《人文地理》第3期。
- 吴延兵,2006:《R&D与生产率——基于中国制造业的实证研究》,《经济研究》第11期。
- 肖挺,2021:《地铁建设对我国城市全要素生产率的影响——作用机理及定量评估》,《世界经济文汇》第1期。
- 杨桐彬 朱英明 周波 刘梦鹤,2020:《交通基础设施对人口城市化的影响——基于高铁和城轨开通的准自然实验》,《南京财经大学学报》第5期。
- 张英杰 郑思齐 王锐,2015:《轨道交通建设能否真正促进“绿色”出行?——基于北京市微观调查样本的实证研究》,《世界经济文汇》第3期。
- 周江评 陈晓键 黄伟 于鹏 张纯,2013:《中国中西部大城市的职住平衡与通勤效率——以西安为例》,《地理学报》第10期。
- Bertrand. M. & S. Mullainathan(2003), “Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences”, *Journal of Political Economy* 111(5):1043—1075.
- Chang, X. et al(2015), “Non-executive employee stock options and corporate innovation”, *Journal of Financial Economics* 115(1):168—188.
- Clark, B. et al(2020), “How commuting affects subjective wellbeing”, *Transportation* 47(6):2777—2805.
- Fang V. W. et al(2014), “Does stock liquidity enhance or impede firm innovation?”, *Journal of Finance* 69(5):2085—2125.



- Giannetti, M. et al(2015), “The brain gain of corporate boards: Evidence from China”, *Journal of Finance* 70(4): 1629—1682.
- Gu, Y. Z. et al(2021), “Subways and road congestion”, *American Economic Journal: Applied Economics* 13 (2):83—115.
- Hansson, E. et al(2011), “Relationship between commuting and health outcomes in a cross-sectional population survey in southern Sweden”, *BMC Public Health* 11, no. 834.
- Krishnan, K. et al(2015), “Does financing spur small business productivity? Evidence from a natural experiment”, *Review of Financial Studies* 28(6):1768—1809.
- Lu, Y. et al(2021), “How does improvement in commuting affect employees? Evidence from a natural experiment”, *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.
- Moss, E. et al(2020), “The slowdown in productivity growth and policies that can restore it”, The Hamilton Project, Brookings Institution.
- Monte, F. et al(2018), “Commuting, migration, and local employment elasticities”, *American Economic Review* 108(12): 3855—3890.
- Melanie, A. R. & T. Cooke(2011), “Commuting, gender roles, and entrapment: A national study utilizing spatial fixed effects and control groups”, *Professional Geographer* 63(2):277—294.
- Oliveira, R. et al(2015), “Commute duration and health: Empirical evidence from Brazil”, *Transportation Research Part A* 80:62—75.
- Ommeren, J. V. & M. Fosgerau(2009), “Workers’ marginal costs of commuting”, *Journal of Urban Economics* 65(1):38—47.
- Salas, V. A. et al(2020), “Are happy workers more productive? The mediating role of service-skill use”, *Frontiers in Psychology* 11, no. 456.
- Smith, B. H. (1991), “Anxiety as a cost of commuting to work”, *Journal of Urban Economics* 29(2):260—266.
- Xiao, H. Y. et al(2021), “Commuting and innovation: Are closer inventors more productive?”, *Journal of Urban Economics* 121, no. 103300.

## Commuting Costs and Manufacturing Firm Productivity

DAI Yunhao<sup>1</sup> AN Zheng<sup>1</sup> WANG Li<sup>2</sup>

(1. Huazhong University of Science and Technology, Wuhan, China;

2. Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, China)

**Abstract:** With the rapid development of urbanization in China, the extreme commuting pain caused by the “separation of work and housing” has seriously infringed on the health of employees, both physically and mentally. Based on the data of China’s A-share listed manufacturing firms from 2003 to 2018, we use the opening of the subway as a quasi-natural experiment to carry out a difference-in-differences (DID) model. The baseline result shows that the reduction in commuting costs brought about by the subway opening can significantly increase firms’ total factor productivity (TFP). Mechanism analysis suggests that the effect of subway opening on firm productivity may be due to the increase in R&D innovation and talent attraction. Meanwhile, this effect is more significant for cities with poorer commuting quality and will weaken as the distance between the firm and the subway station increases. This paper reveals the influence and mechanism of subway opening on enterprise development and provides empirical evidence for continued government investment in rail transit construction and for companies to increase commuting benefits and subsidies for employees.

**Keywords:** Transportation Infrastructure; Subway; Employee; Commuting Costs; Total Factor Productivity

(责任编辑:刘新波)

(校对:刘洪愧)