

职住分离、时间挤出与企业生产效率

孙伟增 何磊磊*

摘要 本文利用 2015 年全国 1% 人口抽样调查数据考察了通勤时间对企业生产效率的影响，研究发现：第一，通勤时间增加 1 分钟将导致企业 TFP 显著下降 0.47%~0.59%。第二，以私家车或公共汽车为主要交通方式的通勤时间增加对企业 TFP 的负面影响更显著。第三，生产人员通勤时间的增加对企业 TFP 的影响最大，管理人员其次。第四，国有企业和知识密集型行业的 TFP 受通勤时间影响更大。最后，通勤时间挤出了员工的工作时间和闲暇时间，降低了员工的工作满意度。

关键词 通勤时间，全要素生产率，时间挤出

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.04.03

一、引言

职住分离现象由企业和家庭在城市内部的空间选址行为共同决定，是现代城市空间结构发展的必然结果。随着集聚经济在城市生产活动中的重要性的提升以及交通基础设施发展带来的交通成本的下降，城市中的职住分离现象也在持续加剧。根据德国统计数据门户网站 Statista 和 Dalia 市场调查公司最新的一项联合调查结果显示，2017 年全球 52 个国家和地区平均的上下班通勤时间为 69 分钟。根据《2018 年中国城市通勤研究报告》，2017 年北京、上海和重庆三个城市就业者的单程通勤时间都超过 50 分钟，广州、深圳、天津等城市的单程通勤时间也在 40 分钟以上。

职住分离现象的加剧不仅带来了严重的交通拥堵、环境污染以及弱势群体就业障碍等城市病问题 (Kain, 1968; Christian, 2012; 郑思齐等, 2016; 王卉彤等, 2018; 沈忱等, 2019)，长时间的通勤也会直接影响劳动力的生活和工作状态，从而导致工作效率下降 (Ross and Zenou, 2008; Ommeren and Gutierrez-i-Puigarnau, 2011; 符婷婷等, 2018; 孙斌栋等, 2019; Lu *et al.*,

* 孙伟增、何磊磊，中央财经大学经济学院。通信作者及地址：何磊磊，北京市昌平区沙河高教园区中央财经大学经济学院，102206；电话：18811595982；E-mail：1615147734@qq.com。本文受到国家自然科学基金青年项目（71903210）和中央财经大学标志性科研成果培育项目（校 20200068）的资助。感谢两位匿名评审人宝贵的修改意见，文责自负。

2019)。尽管很多研究讨论了通勤时间对员工个体工作态度和工作效率的影响，但是通勤时间的增加能够在多大程度上影响企业整体的生产效率？哪些职业或者岗位员工的通勤时间对企业生产效率的影响更大？哪类企业的生产效率对员工的通勤时间更加敏感？现有文献并没有给出直接的证据，经典的城市经济学理论也没有考虑到职住分离和长时间通勤给劳动力工作状态带来的负面影响。而对于这些问题的解答对城市政府和企业管理者通过合理设计差异化的补贴机制，挖掘生产潜力、提高生产效率具有十分重要的政策价值。

根据城市空间均衡理论，劳动力工资、通勤成本、房价等变量都是内生决定的；人们选择长距离通勤的动机是可以从其他方面得到相应的补偿，例如更好的居住环境或更高的工资收入。但是在现实中，购物、娱乐、接送孩子上下学等非通勤需求以及交通拥堵、环境污染等外部性的存在都使得劳动力的居住选址行为变得非常复杂。而不同企业对于集聚经济的需求差异，就业市场的异质性和住房市场的统一性，也使得传统城市空间理论无法完全解释城市运行过程中出现的问题。例如，Stutzer and Frey (2008) 针对德国的实证研究发现通勤时间越长人们的主观幸福感¹越低，并将这种通勤时间延长未必换来相应补偿的效用失衡现象称为“通勤悖论”(Commuting Paradox)。这种“成本-收益不均等”现象的存在恰恰给政府通过优化空间布局提高城市运行效率提供了改进空间。

基于上述理论和现实背景，本文利用 2015 年全国 1% 人口抽样调查微观数据，首先计算了分城市分行业的劳动力通勤时间，然后通过与上市公司数据匹配，实证考察了通勤时间对企业生产效率的影响。在此基础上，本文利用城市住宅地价梯度和行业选址特征构造工具变量有效解决了遗漏变量问题。本文的研究意义主要体现在以下几点：第一，利用代表性较强的全国人口抽样调查数据和上市公司数据，首次实证考察了通勤时间对企业生产效率的影响，并使用工具变量解决了内生性问题；第二，从职业、行业、企业所有制性质和城市级别 4 个维度讨论了通勤时间对企业生产效率的异质性，对于城市政府和企业制定差异化激励机制提高劳动生产率具有丰富的政策含义；第三，结合微观调查数据，验证了通勤时间影响企业生产效率的微观机制。

本文余下部分的结构安排为：第二部分为文献评述；第三部分介绍数据和实证方法；第四部分为主要的实证结果和异质性检验；第五部分考察通勤时间对员工个体行为的影响；最后是结论性评述。

¹ 幸福感被认为是效用水平的有效度量指标 (Gerdtham and Johannesson, 2001; Clark *et al.*, 2008)。

二、文献评述

企业和家庭在空间上的选址行为是城市经济学理论分析的基础。不管是以家庭居住选址为核心的单中心城市模型，以企业生产选址为主要关注点的多中心城市模型，还是同时关注企业和家庭空间选址及两者竞争关系的LRH内生城市模型，职住分离的存在都是城市经济学理论中普遍认同的事实。²在经过简化的城市经济学模型中，居民的通勤距离与工资水平、房价等因素由企业和家庭的选址行为共同决定。在空间均衡状态下，较高的通勤成本与较高的工资水平或者较好的居住环境相互补充。

但是在现实中，家庭通勤行为的复杂性、企业的异质性、住房市场的统一性，以及环境污染、拥堵等各种负外部性的存在，“过度通勤”现象普遍存在。国内外学者从特征描述、指标测度、形成原因等角度对职住分离现象进行了大量的研究。Giuliano（1991）认为职住平衡应该表现为在特定区域内不同住宅类型匹配着多样性的工作岗位，实现居住与就业特征的有效互补。Kain（1968）从就业和居住的空间关系出发，对发生在弱势群体之间的职住空间不匹配现象进行探究，提出“空间错位”假说。他发现城市低收入、黑人等弱势群体由于就业歧视与住房市场歧视而承受更长距离的通勤。Han *et al.*（2015）指出中国的职住分离现象是在经济转型发展和城市化进程的双重机制影响下产生的。申犁帆等（2018）从个体层面探究选择不同的通勤方式与职住失衡间的相互关系。郑思齐和张文忠（2007）的研究主要关注了通勤成本与住房成本之间的空间互动关系，指出城市住房价格梯度是影响通勤成本的关键因素。韩会然和杨成凤（2019）指出，城市规模扩展和城市用地结构的转变在一定程度上改变了城市的居住与就业空间格局，进而延长了居民的通勤距离和通勤时间。

此外，学者们更多地关注了职住分离和通勤时间增加带来的经济和社会影响。王卉彤等（2018）利用中国45个城市的交通出行和污染数据研究发现，职住分离将会加剧城市的雾霾污染。Kahneman *et al.*（2004）的调查结果显示，在包括工作、照顾孩子、做家务等在内的16种主要的日常活动中，最令人不快的活动就是上下班通勤。Erika（2014）的研究结果表明长期忍受长时间通勤还会对其婚姻状况产生影响，与非通勤夫妇相比长途通勤夫妇的分居率明显更高。Clark *et al.*（2020）基于2009—2014年英国的调查数据研究发现，上下班通勤时间增加20分钟带给员工的痛苦程度等同于降薪19%。与本文研究直接相关的是通勤时间增加对个体工作效率的影响。其中，大部分研究认为通勤时间的增加不利于个体工作效率的提升。孙斌栋等（2019）

² 郑思齐和孙聪（2011）对城市经济学中的居住和就业问题进行了详细的综述。

的研究发现，通勤时耗会使居民自评健康显著降低、增加感觉身体不适的可能、减少睡眠时间、损害心理健康。Ross and Zenou (2008) 的研究证实通勤时间的增加会导致“偷懒”行为的发生，使员工的工作效率降低。Ommeren and Gutierrez-i-Puigarnau (2011) 使用德国的数据研究发现通勤时间与工人旷工率之间具有显著的正向关系。通勤时间增加带来睡眠时间的减少和工作满意度的下降也都会影响员工的工作状态和工作效率 (Gibson and Shrader, 2018; Martin *et al.*, 2014)。Lu *et al.* (2019) 基于北京市两家企业的调研数据研究也发现通勤条件的改善能够显著减少员工的离职风险，同时能够提高新进入员工的素质。当然，也有研究发现通勤时间增加反而可能提高员工的工作效率。例如，魏翔和刘文霞 (2017) 考虑了长期通勤时间增加的情况，研究发现在长期内，通勤时间的增加将会使企业内部偷懒者的数量减少、员工偷懒行为的总体水平降低。王鹏飞和魏翔 (2018) 利用全国经济生活大调查数据库进行实证分析发现，当休闲和通勤之间具有互补性时，通勤时间增加能“倒逼”个体提高长期绩效，进而提升长期收入水平。

三、数据描述与实证方法

(一) 数据来源、处理和描述

1. 通勤时间数据

本文用于计算通勤时间的数据为 2015 年全国 1% 人口抽样调查微观数据，该数据共包含 200 多万个微观个体样本，覆盖全国 341 个地级单位，是目前国内涉及个体通勤时间信息的最大规模的调研资料，具有广泛的代表性。为了尽可能地保证通勤样本与大企业员工的匹配度，本文研究中只保留了居住在市辖区的居民样本。根据本文的计算结果，2015 年全国平均的单程通勤时间约为 19 分钟，其中有近 1/3 的城市通勤时间在 20~30 分钟之间，约 2/3 城市的通勤时间介于 10~20 分钟之间。

进一步地，我们根据人口调查数据中个体所属的行业进行分类，分别计算了 19 个行业的平均通勤时间，如图 1 所示。其中平均通勤时间最长的 5 个行业依次为采矿业，交通运输、仓储和邮政业，金融业，科学研究和技术服务业，信息传输、软件和信息技术服务业。平均通勤时间最短的 5 个行业均在 20 分钟以内，分别为住宿和餐饮业，居民服务、修理和其他服务业，农、林、牧、渔业，卫生和社会工作，批发和零售业。

此外，我们根据《GB/T 6565-2015 职业分类与代码》将企业员工的职业分为四种类型：管理人员、技术人员、生产人员和服务人员，其中服务人员根据其从事的工作内容又可以细分为线上服务人员和线下服务人员两类。线上服务人员具体指的是从事部分通过电话渠道办理业务的员工，或者理解

为能够实现在非办公区处理业务的员工，如销售人员、法律顾问等；线下办公人员则指的是只有到工作岗位上才能处理业务的员工，如仓储人员、测绘服务人员等。图2报告了分职业类型居民的平均通勤时间，可以看出，专业技术人员的平均通勤时间要明显高于其他职业类型，为23.3分钟；其次是管理和服务人员，平均通勤时间约为19~20分钟；生产制造人员的平均通勤时间最短，为17.9分钟。在服务类人员中，线下工作人员的平均通勤时间要明显高于线上工作人员。

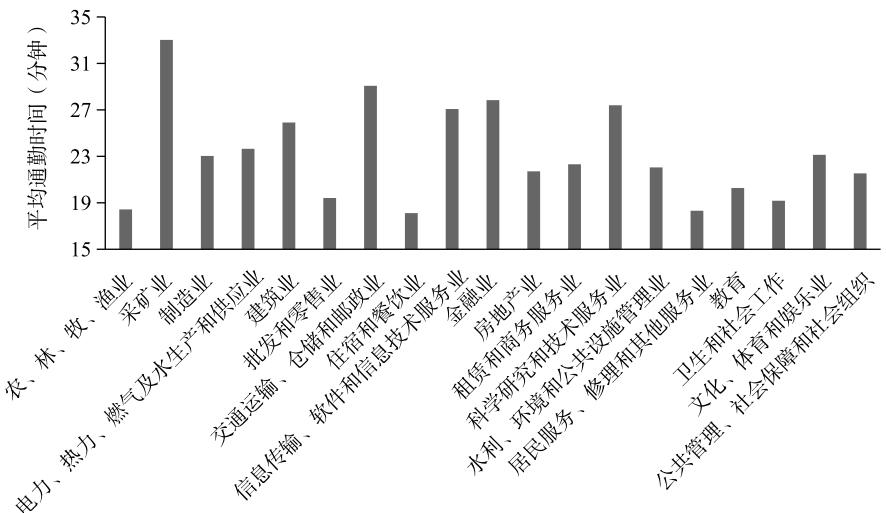


图1 分行业类型城市平均通勤时间 (2015)

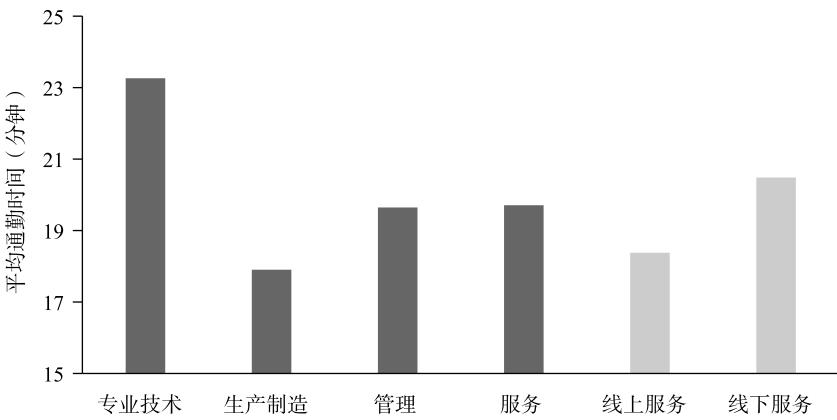


图2 分职业类型平均通勤时间 (2015)

2. 上市公司企业数据

为了与通勤时间数据相匹配，本文使用2015年的上市公司数据来进行实证分析，并用全要素生产率（TFP）作为企业生产效率的度量指标。为了得到更准确的企业TFP，我们参考已有文献的做法剔除了“ST”“*ST”企业和金融业企业。此外，为了确保研究结果的稳健性，我们参考鲁晓东和连玉君

(2012)、钱雪松等 (2018) 等的研究，分别使用 OLS 法、OP 法和 LP 法对 TFP 进行计算。最后，我们通过计算得到 3 509 家上市公司企业 2005—2018 年的 TFP 测算结果，并抽取 2015 年的企业数据，通过城市和行业信息与通勤数据进行匹配。

(二) 模型设定

本文使用企业层面的截面数据模型来考察通勤时间对企业生产效率的影响：

$$TFP_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 commute_{jk} + \beta_2 Z_j + \rho_j + \omega_k + \epsilon_{ijk}, \quad (1)$$

其中，下标 i 表示企业， j 表示企业所在城市， k 表示企业所属行业。 TFP 为企业的全要素生产率； $commute$ 为在城市 j 居住且在行业 k 工作的所有居民的平均通勤时间。 Z 为企业层面的控制变量，包括企业年龄、最大股东持股份额、企业所有制性质以及企业到城市中心的距离。模型中还加入了城市固定效应 ρ_j 和行业固定效应 ω_k 。考虑到企业生产效率在城市内和行业内的相关性，本文在实证估计时对标准误在城市和行业两个维度同时进行聚类调整。此外，在以城市平均通勤成本为核心解释变量的模型中，我们还控制了城市层面可能影响企业生产效率的特征变量，包括人均 GDP、人口密度、每万人在校大学生数量、人均道路面积和距离最近高速干线的距离。上述城市特征数据来源于《中国城市统计年鉴》和作者计算。³

(三) 内生性问题和工具变量

受通勤时间数据的限制，本文使用截面数据模型进行实证分析，不可避免地会存在遗漏变量问题。举例来说，企业周边的交通可达性会同时影响员工的通勤时间和企业的生产效率，并且对两者的影响表现为相反的方向；这类变量缺失将会导致 OLS 的系数估计值偏小。再如，企业所在区位的产业集聚程度对于员工通勤时间和企业生产效率则具有同向的影响；这类变量缺失将会导致 OLS 的系数估计值偏大。此外，企业的生产效率反过来也可能通过工资等途径影响员工的通勤行为，即存在反向因果问题。针对上述内生性问题，本文主要从以下两个角度来解决。首先，我们使用分城市分行业的通勤时间作为核心解释变量，从而可以通过加入城市固定效应和行业固定效应来解决城市和行业层面的遗漏变量问题。其次，针对企业层面可能存在的遗漏变量和反向因果问题，我们通过构造工具变量的方法来解决。

根据经典的单中心城市模型，住宅土地价格梯度（以下简称地价梯度）与通勤成本之间存在内生的互动关系。现实中，住房价格的空间分布也在很大程度上决定了居民的居住选址。当单位交通成本差异不大的情况下，在地价梯度越大的城市，员工会更多地选择居住在远离城市中心的地区以节省住

³ 由于篇幅所限，详细的变量统计性描述未能列出，感兴趣的读者可向作者索取。

房成本，从而承受更远的通勤距离和更多的通勤时间。也就是说，城市的地价梯度与居民的通勤时间正相关。

为了计算各个城市的地价梯度，本文从中国土地市场网收集了2013—2015年全国所有城市土地出让数据，并且仅保留了住宅用地交易记录，经过数据筛选和处理后共有17.8万个样本。然后根据数据中给出的详细的地址信息整理了各个地块以及每个地块所在城市的城市中心（主要为市政府所在地）的经纬度坐标，并依此计算了每个地块与对应城市中心的直线距离（ d_{center} ）。为了得到各个城市的地价梯度，本文针对每个城市的土地交易样本分别进行回归，具体的回归模型如下：

$$LP_{jt} = \alpha \ln(d_{center_{jt}}) + \lambda_1 LS_{jt} + \lambda_2 FAR_{jt} + \tau_t + \varepsilon_{jt}. \quad (2)$$

方程左边为每个地块的成交单价的对数值，方程右边除了加入地块与城市中心的直线距离的对数值之外，还控制了地块面积的对数值（ LS ）和规划的容积率（ FAR ）。 τ_t 为成交年份的固定效应。在方程（2）中，参数 α 反映了随着距离城市中心的增加住宅用地价格的变化，即住宅地价的空间梯度。

但是，在模型（1）中已经控制了城市固定效应的情况下，地价梯度作为城市的特征变量没有办法直接引入。因此，我们引入了另外一个相对外生的行业层面变量——每个行业的所有上市公司与其所在城市市中心距离的平均值。其逻辑为：距离城市中心越远的区位房价也越低，房价梯度带来的居住成本变化对居民选址行为的影响也越小。由此得到本文的工具变量如下：

$$IV_{jk} = \frac{grad_j}{\ln(dis_k)}, \quad (3)$$

其中， $grad_j$ 为各个城市的地价梯度； dis_k 为不同行业企业与本城市市中心的距离平均值。通过之前的分析可以看出，该工具变量与城市-行业通勤时间之间存在一定的（正）相关性；同时，由于 $grad$ 和 dis 分别由城市住宅地价的空间分布和全国层面的行业特征决定，因此在分别控制了城市和行业固定效应后，该工具变量与企业生产效率之间没有显著的直接关系，即满足工具变量的排他性要求。

四、实证结果

（一）基本结果

表1报告了对模型（1）的估计结果。首先，前3列考察了城市平均通勤时间对企业生产效率的影响，分别使用OLS法、OP法和LP法计算的TFP作为被解释变量。可以看出，在控制了企业特征、城市特征以及行业固定效应后，通勤时间变量的系数都显著为负，表明在通勤时间越长的城市企业的生产效率越低。从系数值的估计结果来看，城市平均通勤时间每增加1分钟，

企业的 TFP 将显著下降 0.75%~0.83%。第(4)~(6)列使用分城市分行业的通勤时间(以下简称通勤时间)作为核心解释变量,同时加入了城市固定效应。此时,通勤时间对企业 TFP 的影响仍然稳健为负,但影响效应显著下降:通勤时间每增加 1 分钟,企业的 TFP 将显著下降 0.29%~0.42%。这表明在第(1)~(3)列的回归中,存在城市层面的缺失变量同时影响通勤时间和企业生产效率,从而导致通勤时间对企业 TFP 的影响被高估。⁴

表 1 通勤时间对企业 TFP 影响的估计结果(基准回归)

		被解释变量: TFP					
TFP 计算方法:	OLS 法	OP 法	LP 法	OLS 法	OP 法	LP 法	
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
commute_city	-0.0083** (0.0033)	-0.0075** (0.0035)	-0.0082* (0.0044)				
commute_ind				-0.0029*** (0.0011)	-0.0035*** (0.0013)	-0.0042** (0.0016)	
企业特征控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市特征控制变量	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	否	否	否	是	是	是	是
观测值	2 690	2 690	2 690	2 625	2 625	2 625	
R ²	0.361	0.339	0.299	0.414	0.399	0.359	

注:(1)括号内为估计系数的异方差稳健标准误,并在城市和行业层面聚类调整;(2)*、**、***分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著性水平。(以下各表同)

(二) 工具变量结果

表 2 报告了使用工具变量法对模型(1)的两阶段最小二乘(2SLS)估计结果。从第一阶段回归结果来看,地价梯度对通勤时间的影响在 1% 的水平下显著为正,即在地价梯度越大的区位企业员工的平均通勤时间越长,这与本文之前的分析预期一致。同时第一阶段回归的 F 统计量显著大于 16.38 的临界值,说明不存在弱工具变量问题。从第二阶段的回归结果来看,通勤时间对企业 TFP 的影响仍然显著为负,说明通勤时间对于企业生产效率确实存在显著的负向因果效应。根据 2SLS 的估计结果,通勤时间每增加 1 分钟,企业的 TFP 将显著下降 0.47%~0.59%。这一影响效应要略大于不采用工具变量

⁴ 受篇幅限制,文中没有汇报控制变量的估计结果,有兴趣的读者可向作者索取。

的结果，说明在企业层面可能存在对通勤时间和企业 TFP 有同向影响的不可观测因素，例如企业所在区位的产业集聚程度，导致 OLS 估计结果低估。

表 2 通勤时间对企业 TFP 影响的估计结果（工具变量）

被解释变量：TFP			
TFP 计算方法：	OLS 法	OP 法	LP 法
估计方法：	2SLS	2SLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)
commute_ind	-0.0047*** (0.0017)	-0.0055** (0.0022)	-0.0059** (0.0026)
控制变量	是	是	是
观测值	2 610	2 610	2 610
R ²	0.017	0.054	0.074
第一阶段估计结果：			
工具变量	1 894.652*** (359.613)	1 894.652*** (359.613)	1 894.652*** (359.613)
F 统计量	27.76	27.76	27.76

（三）稳健性检验

1. 工具变量排他性检验

本文从两个维度检验工具变量的排他性假设。首先，采用与模型（1）类似的设定方式考察地价梯度与企业年龄（age）、最大股东持股份额（bigholder）和国有企业性质（SOE）以及到城市中心的距离（dis_center）4个变量的相关性，回归结果如表3的第（1）—（4）列所示。可以看出，工具变量与上述4个变量的相关性很小且在统计上不显著，说明该工具变量不会通过企业特征来影响其生产效率。其次，我们将工具变量直接加入模型（1），结果发现在控制了通勤时间变量之后工具变量本身对企业 TFP 的影响不显著（第（5）—（7）列），这说明本文选取的工具变量与其他不可观测的因素不存在显著的相关性。上述分析表明本文的工具变量能够较好地满足排他性要求。

表 3 工具变量有效性检验

被解释变量：	ln(age)	bigholder	SOE	ln(dis_center)	TFP (OLS 法)	TFP (OP 法)	TFP (LP 法)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
commute_ind					-0.0010 (0.0016)	-0.0014 (0.0020)	-0.0025 (0.0026)

(续表)

被解释变量：	$\ln(age)$	$bigholder$	SOE	$\ln(dis_center)$	TFP (OLS 法)	TFP (OP 法)	TFP (LP 法)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
IV	1.9549 (1.7556)	0.7538 (0.9744)	1.5768 (2.0473)	-2.7338 (6.3600)	-7.0479 (5.1154)	-7.6206 (6.3493)	-6.5399 (7.8224)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2 610	2 610	2 610	2 610	2 610	2 610	2 610
R^2	0.251	0.197	0.368	0.346	0.019	0.056	0.075

2. 利用工业企业调查数据的实证检验

作为稳健性检验，本文使用 2013 年的工业企业调查数据对模型（1）进行重新估计。为了尽可能保证数据在时间上的匹配性，我们在构造工具变量时使用了 2013 年的土地出让数据来进行计算。回归结果如表 4 所示。整体来看，除了对 LP 法计算的 TFP 的 OLS 回归之外，通勤时间对工业企业 TFP 的影响都显著为负，即通勤时间显著降低了工业企业的生产效率，验证了两者之间稳健的负向关系。但与使用上市公司数据的估计结果相比，通勤时间对于工业企业 TFP 的影响明显更小，主要可能有两方面原因：第一，通勤时间数据为 2015 年的数值，与工业企业调查数据并不完全匹配；第二，工业企业调查数据以生产型企业为主，它们对于员工通勤时间的敏感度可能低于生产活动相对高级化的上市公司。

表 4 通勤时间对工业企业 TFP 影响的估计结果

TFP 计算方法：	被解释变量：TFP					
	OLS 法		OP 法		LP 法	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
commute_ind	-0.0009** (0.0004)	-0.0017** (0.0007)	-0.0012*** (0.0004)	-0.0017** (0.0007)	-0.0004 (0.0005)	-0.0018** (0.0007)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	99 904	99 102	99 904	99 102	99 904	99 102
R^2	0.182	0.005	0.167	0.014	0.145	0.019
第一阶段估计结果：						
工具变量	4 339.721*** (1 026.721)		4 339.721*** (1 026.721)		4 339.721*** (1 026.721)	
F 统计量	17.87		17.87		17.87	

(四) 交通方式

我们将交通方式分成5大类——步行、骑车（包括自行车、电动车和摩托车）、私家（汽）车、公共汽车和轨道交通，然后分别计算了各类交通方式分城市分行业的平均通勤时间。表5报告了使用不同交通方式通勤时间作为解释变量对方程(1)的估计结果。从OLS估计结果来看，只有私家车通勤时间对企业TFP具有显著的影响。在使用工具变量后，私家车和公共汽车通勤时间增加将会显著降低企业TFP：对应的通勤时间每增加1分钟，企业的TFP将显著下降1.43%和0.86%。此时，使用步行、骑车以及轨道交通作为通勤方式的通勤时间增加对企业TFP也有负向影响，但影响效果并不显著。上述结果较容易理解：一方面，采取步行或骑车作为交通方式的员工的通勤时间要明显低于私家车和公共汽车，因此员工的疲劳感也相对较低，此时单位通勤时间的增加并不会给员工带来太多负担。另一方面，与其他3种交通方式相比，私家车和公共汽车更容易受到交通环境（例如拥堵）的影响，由此带来的通勤时间增加更容易给员工的身体和精神状态产生负面影响。

表5 分类交通方式通勤时间对企业TFP影响的异质性估计结果⁵

交通方式：	被解释变量：TFP				
	步行	骑车	私家车	公共汽车	轨道交通
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
OLS估计结果：					
commute_ind	0.0017 (0.0045)	-0.0002 (0.0032)	-0.0028** (0.0011)	-0.0010 (0.0007)	0.0001 (0.0006)
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	2 117	2 405	2 263	2 145	1 094
R ²	0.427	0.422	0.414	0.414	0.452
2SLS估计结果：					
commute_ind	-0.0592 (0.0390)	-0.0247 (0.0201)	-0.0143*** (0.0039)	-0.0086* (0.0050)	-0.0159 (0.0172)
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	2 102	2 392	2 252	2 131	1 094
R ²	-0.053	0.002	0.019	0.018	-0.275

⁵ 表5仅报告了以OP法计算的TFP为被解释变量进行的实证分析，使用OLS和LP法计算TFP得到的结果较为类似。

(续表)

交通方式:	被解释变量: TFP				
	步行	骑车	私家车	公共汽车	轨道交通
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
第一阶段估计结果:					
工具变量	155. 209*	245. 231**	922. 418***	1 139. 822***	676. 540
	(86. 075)	(113. 180)	(290. 652)	(393. 260)	(697. 554)
F 统计量	39. 462	74. 217	172. 091	116. 913	0. 941

(五) 异质性分析

1. 按企业员工的职业类型分类

我们首先考察不同职业类型的员工的通勤时间对企业生产效率的影响，回归结果如表 6 所示。整体来看，各类人员的通勤时间对企业 TFP 都表现为负向影响。其中影响最大的为生产人员，他们的通勤时间每增加 1 分钟，将会导致企业的 TFP 显著下降 0.23%~0.29%；其次为管理人员，根据 OP 法和 LP 法计算的企业 TFP，管理人员的通勤时间每增加 1 分钟，企业的 TFP 将显著下降 0.17%~0.25%。相比，技术人员和服务人员通勤时间的差异对企业生产效率的影响较小且在统计上不显著。进一步对服务人员进行分类，可以看出线上服务人员的通勤时间对企业生产效率的影响要小于线下服务人员（第（5）—（6）列）。

总结来看，不同职业类型员工的通勤时间对企业生产效率的负向影响表现为：生产人员>管理人员>线下服务人员>线上服务人员>技术人员。其中，企业生产和管理人员由于日常的工作时间安排较为充分，在工作中的时间灵活性较低，因此他们的工作状态更容易受到来自工作时间以外的因素影响。相比之下，服务人员和技术人员的时间灵活度更高，从而有更多的时间来调整，所以工作效率受到通勤时间长短的影响较小，从而对企业整体生产效率的影响也较小。在服务人员中，许多线上服务人员的工作性质本身并不太依赖于空间位置，在通勤过程中往往也可以较为灵活地处理相关工作任务，因此他们的通勤时间对企业生产效率的影响不明显。而较长的通勤时间则可能对线下服务人员的工作状态产生较大的负向影响。

表 6 通勤时间对企业 TFP 影响的异质性估计结果（职业类型）

TFP 计算方法:	被解释变量: TFP					
	OLS 法	OP 法	LP 法	OLS 法	OP 法	LP 法
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
commute_admin	-0.0004	-0.0017*	-0.0025*	-0.0005	-0.0018*	-0.0027**
(管理人员)	(0.0010)	(0.0010)	(0.0014)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0013)

(续表)

TFP 计算方法：	被解释变量：TFP					
	OLS 法	OP 法	LP 法	OLS 法	OP 法	LP 法
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>commute_tech</i> (技术人员)	-0.0006 (0.0006)	-0.0006 (0.0006)	-0.0005 (0.0008)	-0.0002 (0.0005)	-0.0003 (0.0005)	-0.0003 (0.0007)
<i>commute_manu</i> (生产人员)	-0.0023** (0.0010)	-0.0025** (0.0011)	-0.0029** (0.0012)	-0.0022** (0.0010)	-0.0021* (0.0011)	-0.0024** (0.0012)
<i>commute_serv</i> (服务人员)	-0.0013 (0.0017)	-0.0010 (0.0017)	-0.0006 (0.0020)			
<i>commute_serv_online</i> (线上服务人员)				-0.0020** (0.0010)	-0.0015 (0.0010)	-0.0011 (0.0012)
<i>commute_serv_down</i> (线下服务人员)				-0.0010 (0.0012)	-0.0016 (0.0013)	-0.0021 (0.0017)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	2 625	2 625	2 625	2 625	2 625	2 625
R ²	0.415	0.400	0.360	0.416	0.401	0.361

2. 按企业的所有制性质分类⁶

在中国，人们通常的认知是在国有企业工作具有更加稳定的收入和福利，但是工资差距小、激励不足；与国有企业相比，非国有企业员工的工作具有压力大、工时长、按绩效计酬等特点（秦启文和谭小宏，2006）。由于工作状态的差异，通勤时间对企业生产效率的影响也可能存在不同。我们将所有企业样本根据所有制性质分成国有企业和非国有企业两组，然后分别对模型（1）进行回归，结果如表7所示。OLS 和 2SLS 估计得到的结果较为一致，国有企业员工的通勤时间对于企业整体的生产效率具有显著的负向影响。根据工具变量估计结果，通勤时间每增加1分钟，国有企业的TFP将显著下降1.12%。相比之下，非国有企业员工的通勤时间增加对于企业生产效率的影响非常小且在统计上不显著。之所以出现这样的差异，一种可能的解释是非国有企业对于员工工作任务的管理和绩效考核更加严格，从而有效地降低了非工作因素对员工工作效率的影响。

⁶ 受篇幅限制，本文后续的异质性均以OP法计算的TFP为被解释变量进行实证分析。

表 7 通勤时间对企业 TFP 影响的异质性估计结果 (所有制性质)

估计方法:	被解释变量: TFP			
	国有企业		非国有企业	
	OLS (1)	2SLS (2)	OLS (3)	2SLS (4)
commute_ind	-0.0071** (0.0030)	-0.0112* (0.0056)	-0.0007 (0.0024)	-0.0020 (0.0027)
控制变量	是	是	是	是
观测值	698	691	1 833	1 825
R ²	0.460	0.011	0.347	0.016
第一阶段估计结果:				
工具变量		1 659.935*** (356.027)		2 046.599*** (437.109)
F 统计量		16.733		21.92

3. 按企业从事的行业类型分类

本文借鉴鲁桐和党印 (2014) 的行业聚类分析方法, 依据证监会最新公布的 2019 年第 4 季度上市公司行业分类结果, 将所有企业按照其所从事的行业类型分成劳动密集型、资本密集型和知识密集型三类, 然后进行分组回归, 估计结果如表 8 所示。可以看出, 通勤时间增加显著降低了知识密集型行业的生产效率。根据工具变量估计结果, 通勤时间每增加 1 分钟, 知识密集型企业的 TFP 将显著下降 0.71%。员工通勤时间对劳动密集型和资本密集型行业生产效率的影响也为负, 但是在统计上并不显著。其中, 通勤时间对劳动密集型行业生产效率的影响最小, 可能的原因在于这些企业往往能够给生产人员提供员工宿舍, 从而极大地弱化通勤问题给企业生产活动带来的影响。

表 8 通勤时间对企业 TFP 影响的异质性估计结果 (行业类型)

估计方法:	被解释变量: TFP					
	劳动密集型		资本密集型		知识密集型	
	OLS (1)	2SLS (2)	OLS (3)	2SLS (4)	OLS (5)	2SLS (6)
commute_ind	-0.0044 (0.0044)	-0.0040 (0.0067)	-0.0042 (0.0039)	-0.0085 (0.0059)	-0.0064*** (0.0017)	-0.0071** (0.0028)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	605	598	650	650	1 247	1 240

(续表)

被解释变量： <i>TFP</i>						
估计方法：	劳动密集型		资本密集型		知识密集型	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>R</i> ²	0.436	0.049	0.416	0.051	0.273	0.087
第一阶段估计结果：						
工具变量		1 879.554*** (221.205)		2 084.449*** (692.604)		1 646.389*** (526.291)
<i>F</i> 统计量		72.20		9.06		9.79

4. 按城市级别分类

在异质性分析的最后，我们考察在不同级别的城市中员工的通勤时间对企业生产效率的影响。我们将城市分成省会城市（包含直辖市）和非省会城市两组，并针对两组城市中的企业分别进行实证分析，回归结果如表9所示。可以看出，在省会城市，员工的通勤时间对于企业生产效率的影响非常显著；通勤时间每增加1分钟，将导致企业的*TFP*显著下降约0.78%。而在非省会城市，员工通勤时间对于企业生产效率没有显著的影响。这种城市间的差异，一方面在于在省会城市工作的员工平均通勤时间（26.6分钟）要显著大于非省会城市（18.2分钟），导致居民的闲暇和休息时间被过度挤占，进而影响工作状态；另一方面，大城市的交通拥堵问题更加严重，劳动力的通勤条件要比中小城市更差，因此通勤过程对员工工作效率的负面影响也更加明显。

表9 通勤时间对企业*TFP*影响的异质性估计结果（城市级别）

估计方法：	被解释变量： <i>TFP</i>			
	省会城市		非省会城市	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>commute_ind</i>	-0.0074*** (0.0018)	-0.0078** (0.0034)	-0.0007 (0.0023)	-0.0043 (0.0035)
控制变量	是	是	是	是
观测值	1 276	1 261	1 339	1 339
<i>R</i> ²	0.438	0.080	0.382	0.038
第一阶段估计结果：				
工具变量		1 553.768*** (408.944)		2 483.146*** (361.633)
<i>F</i> 统计量		14.44		47.15

五、机制分析

本文之前的实证研究验证了通勤时间对企业效率的负向因果效应，其背后的微观机制在于通勤时间增加通过挤占休闲时间、影响员工的工作状态和工作满意度，进而导致工作效率下降。尽管现有文献对于上述机制已有讨论，但并不系统。这一部分首先实证考察通勤时间对于个体时间分配的微观影响；然后探讨面临通勤时间持续增加的情况，企业在劳动力需求和生产决策方面的调整。

(一) 劳动时间挤出

本文使用 2014 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据考察通勤时间对劳动力个体时间分配的影响。2014 年的 CFPS 数据覆盖了全国 187 个地级及以上城市，其中就业人数占比为 63.5%，具有较好的代表性。同时，调查中也直接询问了工作者上下班的单程通勤时间，从而可以更加准确地识别通勤时间与个体行为之间的关系。在实证分析中，我们剔除了当前工作状态为退出劳动力市场和信息不全的样本，最终得到有效样本数为 6 468 个。为了更加全面地评价通勤时间对可能影响个体工作效率的行为的影响，我们从工作、休闲和满意度角度选取了 6 个变量，分别为：①每周工作时长，②一周锻炼时长，③工作日睡眠时长，④工作日是否午休，⑤每周看电视/电影时长，⑥工作满意度。为了与通勤时间相匹配，我们将上述变量都转化为每天的时间，单位为分钟。⁷ 我们采用如下模型设定来分析通勤时间对个体行为和态度的影响：

$$y_{ijk} = \gamma_0 + \gamma_1 commute_i + \beta_2 X_i + \rho_j + \omega_k + \epsilon_{ijk}, \quad (4)$$

其中，下标 i 表示个体， j 和 k 分别表示城市和行业， $commute$ 为通勤时间； X 为个体层面的控制变量，包括性别、年龄、婚姻状况、子女数量和工资水平。此外，模型中进一步加入了城市固定效应 ρ_j 和行业固定效应 ω_k ，标准误差仍然在城市和行业两个维度进行聚类。

表 10 报告了模型 (4) 的回归结果。可以看出，在所有 4 个以时间为被解释变量的模型中，通勤时间的系数都显著为负，说明通勤时间的增加会显著挤出员工用于工作、运动、休息和娱乐的时间。从影响效果来看，员工每天用于通勤的时间每增加 2 分钟，将会挤出工作时间 0.31 分钟，运动时间 0.19 分钟，睡眠时间 0.12 分钟，娱乐时间 0.14 分钟；其中休闲时间合计 0.45 分钟。此外，通勤时间的增加还会导致员工的午休显著减少，并使得他们对工作的满意程度显著降低。针对其他个体特征变量，我们发现性别、年龄、婚姻状况以及子女数量都会在一定程度上影响人们的时间分配；但工资

⁷ 由于篇幅所限，详细的变量统计性描述未能列出，感兴趣的读者可向作者索取。

水平对于工作和休闲时间的分配没有显著影响，并且对于工作满意度的影响也不显著。

表 10 职住分离对员工时间分配的影响结果

被解释变量：	<i>work</i>	<i>sport</i>	<i>sleep</i>	<i>break</i>	<i>entertainment</i>	<i>satisfaction</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>time_commute</i>	-0.3059** (0.1366)	-0.1893* (0.1004)	-0.1209* (0.0614)	-0.0008** (0.0003)	-0.1421** (0.0532)	-0.0010** (0.0005)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	6 468	2 388	6 468	5 943	6 468	6 468
R ²	0.129	0.123	0.069	0.125	0.070	0.071

(二) 企业劳动力需求与生产决策

根据生产理论，企业为了降低通勤时间增加给产出带来的负面影响，将会减少劳动力需求和增加资本投入。表 11 报告了通勤时间对企业劳动力需求和资本投入的影响模型估计结果。首先，从前两列的估计结果来看，在控制了其他因素后，通勤时间对企业员工数量具有负向影响，但在统计上并不显著。其次，第(3)、(4)列用本科及以上学历员工占比来反映企业的劳动力需求结构，结果发现通勤时间没有显著改变企业的就业需求结构。最后，第(5)—(8)列使用企业资本性支出(*capital_exp*)和固定资产投资(*FAI*)作为被解释变量，回归结果显示随着员工通勤时间的延长，企业的资本投入也小幅减少，但在统计上不显著。综合表 11 的回归结果来看，随着平均通勤时间的增加，企业可能已经意识到了生产效率的降低，并通过降低生产规模(包括劳动力投入和资本投入)的方式来提高生产效率和生产利润。但是，劳动力通勤时间的变化更多地是由城市空间结构变化导致的，所以企业并没有因此调整劳动力和资本的相对投入比例。⁸

表 11 通勤时间对企业劳动力需求和生产决策的影响结果

被解释变量：	<i>log(labor)</i>		<i>highedu</i>		<i>log(capital_exp)</i>		<i>ln(FAI)</i>		
	估计方法：	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>commute_ind</i>	-0.0027 (0.0018)	-0.0020 (0.0028)	0.0002 (0.0005)	-0.0005 (0.0010)	-0.0040 (0.0026)	-0.0045 (0.0048)	-0.0024 (0.0025)	-0.0038 (0.0031)	

⁸ 除了改变生产决策之外，企业还可以通过选址行为来有效地降低员工的通勤时间(Cervero and Wu, 1992; Vale, 2013)。但是由于上市公司的选址行为发生在早期，本文无法观测到通勤时间与企业选址行为之间的相互关系。

(续表)

被解释变量：	<i>log(labor)</i>		<i>highedu</i>		<i>log(capital_exp)</i>		<i>ln(FAI)</i>	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2 625	2 610	2 167	2 153	2 625	2 610	2 625	2 610
R ²	0.290	0.084	0.431	0.009	0.256	0.051	0.433	0.141

六、结论性评述

随着城镇化的深入和城市人口规模的增加，人们在城市内部的居住空间不断向外扩张，职住分离现象持续加剧。长时间通勤已经成为中国城市居民普遍面临的现实问题，严重影响了居民的生活质量和工作效率。已有文献研究了通勤时间对员工工作状态和工作效率的影响，但是关于通勤时间的增加能够在多大程度上影响企业整体的生产效率，现有文献并没有给出直接的证据。本文使用 2015 年全国 1% 人口抽样调查数据和上市公司数据匹配，首次实证考察了通勤时间与企业生产效率之间的关系，研究结果发现：第一，通勤时间的增加显著降低了企业的生产效率，员工通勤时间每增加 1 分钟将会导致企业的 TFP 显著下降 0.47%~0.59%。第二，当以私家车或公共汽车作为主要的交通方式时，由于更容易受到交通条件和交通环境的影响，通勤时间增加对于企业生产效率的负面影响更加显著。第三，生产人员和管理人员通勤时间的增加都会显著降低企业的生产效率，而服务人员和技术人员的通勤时间对企业生产效率的影响不显著；对服务类人员的进一步分类研究显示，线上服务人员的通勤时间对企业生产效率的影响要小于线下服务人员。第四，通勤时间对国有企业和知识密集型行业生产效率的影响更加显著，但是对管理和绩效考核更加严格的非国有企业影响较少；在大城市，交通拥堵等带来的通勤条件恶化进一步加剧了通勤时间对企业生产效率的负面影响。最后，本文使用 2014 年中国家庭追踪调查数据的研究发现，通勤时间的增加不仅直接挤占了员工的工作时间，同时也挤出了员工日常用于运动、休息和娱乐的时间，降低了员工的工作满意度。然而，考虑到通勤时间的变化更多地源自外生的城市空间结构变化，企业并没有因此调整劳动力和资本的相对投入比例。

21 世纪以来，随着人口红利的逐渐消失和资源环境约束的不断增强，加之全球贸易竞争的冲击，传统上主要依靠高投入的增长模式难以持续。目前，

中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，提高全要素生产率是增强我国经济竞争力的重要方式之一。本文关于员工通勤时间与企业生产率的研究对于从城市规划和公司治理角度提升劳动生产率具有重要的政策启示。第一，在城市空间快速扩张的过程中，加快交通基础设施建设和完善公共交通网络是降低单位距离的通勤时间以及单位通勤时间延长给劳动力带来的副作用、提高城市运行效率的重要方式。然而，许多城市中早期的交通规划极大地限制了居民交通出行效率的改善，如何兼顾短期和长期利益进行交通网络优化是交通规划者需要解决的重要现实问题。第二，在中国目前新城新区发展热潮下，城市规划者要更加注重企业和居民的空间布局优化。一方面可以通过土地出让规划分行业引导企业进行空间选址，在不损失集聚经济的情况下提高城市的职住平衡水平，降低通勤需求；另一方面可以通过优化地方公共品的空间布局，使其与企业和居民的空间选址相协调，减少无效的交通需求，进而提升城市劳动力的整体生产效率。第三，由于工作性质和生产特征存在差异，通勤时间对于不同岗位员工的工作效率和不同企业的生产效率的影响并不完全一致。这种异质性“需求”恰恰给政府和企业通过精细化管理提高生产效率提供了可能。针对不同行业、不同类型的企业以及不同岗位的职工，可以通过制定差异化的激励机制，例如为生产工人提供宿舍、为管理人员提供交通补贴等，有针对性地改善个体的通勤条件，最大化地降低城市交通需求增加给企业生产活动带来的负外部性影响。

参考文献

- [1] Cervero, R., and K. L. Wu, “Sub-centring and Commuting: Evidence from the San Francisco Bay Area 1980-90”, *Urban Studies*, 1992, 35 (7), 1059-1076.
- [2] Christian, T. J., “Trade-Offs Between Commuting Time and Health-Related Activities”, *Journal of Urban Health*, 2012, 89 (5), 746-757.
- [3] Clark, A. E., P. Frijters, and M. A. Shields, “Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles”, *Journal of Economic Literature*, 2008, 46 (1), 95-144.
- [4] Clark, B., K. Chatterjee, A. Martin, and A. Davis, “How Commuting Affects Subjective Well-being”, *Transportation*, 2020, 47, 2777-2805.
- [5] Erika, S., “Til Work Do Us Part: The Social Fallacy of Long-distance Commuting”, *Urban Studies*, 2014, 51 (3), 526-543.
- [6] 符婷婷、张艳、柴彦威，“大城市郊区居民通勤模式对健康的影响研究——以北京天通苑为例”，《地理科学进展》，2018年第4期，第99—107页。
- [7] Gerdtham, Ulf-G., and M. Johannesson, “The Relationship Between Happiness, Health, and Socio-economic Factors: Results Based on Swedish Microdata”, *The Journal of Socio-Economics*, 2001, 30 (6), 553-557.

- [8] Gibson, M., and J. Shrader, "Time Use and Labor Productivity: The Returns to Sleep", *Review of Economics and Statistics*, 2018, 100 (5), 783-798.
- [9] Giuliano, G., "Is Jobs Housing Balance a Transportation Issue", *Transportation Research Record*, 1991, 1305, 305-312.
- [10] 韩会然、杨成凤,“北京都市区居住与产业用地空间格局演化及其对居民通勤行为的影响”,《经济地理》,2019年第5期,第65—75页。
- [11] Han, H. R., C. F. Yang, and E. R. Wang, *et al.*, "Evolution of Jobs-housing Spatial Relationship in Beijing Metropolitan Area: A Job Accessibility Perspective", *Chinese Geographical Science*, 2015, 25 (3), 375-388.
- [12] Kahneman, D., A. B. Krueger, *et al.*, "A Survey Method for Characterizing Daily Life Experience: The Day Reconstruction Method", *Science*, 2004, 306 (5702), 1776-1780.
- [13] Kain, J. F., "Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization", *Quarterly Journal of Economics*, 1968, 82 (2), 175-197.
- [14] 鲁桐、党印,“公司治理与技术创新:分行业比较”,《经济研究》,2014年第6期,第115—128页。
- [15] Lu, Y., X. Z. Shi, S. Jagadeesh, and Z. F. Xu, "How Does Improvement in Commuting Affect Employees? Evidence from a Natural Experiment Online Appendix", NBER Working Paper, 2019.
- [16] 鲁晓东、连玉君,“中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007”,《经济学》(季刊),2012年第11卷第2期,第541—558页。
- [17] Martin, A., Y. Goryakin, and M. Suhreke, "Does Active Commuting Improve Psychological Well-being? Longitudinal Evidence from Eighteen Waves of the British Household Panel Survey", *Preventive Medicine*, 2014, 69, 296-303.
- [18] Ommeren, J. V., and E. Gutierrez-i-Puigarnau, "Are Workers with a Long Commute Less Productive? An Empirical Analysis of Absenteeism", *Regional Science and Urban Economics*, 2011, 41 (1), 1-8.
- [19] 钱雪松、康瑾、唐英伦、曹夏平,“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》,2018年第8期,第42—59页。
- [20] 秦启文、谭小宏,“国有企业与民营企业员工工作价值观的比较研究”,《心理科学》,2006年第2期,第440—442页。
- [21] Ross, S., and Y. Zenou, "Are Shirking and Leisure Substitutable? An Empirical Test of Efficiency Wages Based on Urban Economic Theory", *Regional Science and Urban Economics*, 2008, 38 (5), 498-517.
- [22] 沈忱、张纯、夏海山等,“大都市圈职住空间关系与就业可达性:交通基础设施的影响”,《国际城市规划》,2019年第2期,第64—69页。
- [23] 申犁帆、张纯、李赫等,“大城市通勤方式与职住失衡的相互关系”,《地理科学进展》,2018年第9期,第121—134页。
- [24] Stutzer, A., and B. S. Frey, "Stress That Doesn't Pay: The Commuting Paradox", *The Scandinavian Journal of Economics*, 2008, 110 (2), 339-366.
- [25] 孙斌栋、吴江洁、尹春等,“通勤时耗对居民健康的影响——来自中国家庭追踪调查的证据”,《城市发展研究》,2019年第3期,第59—64页。

- [26] Vale, D. S., "Does Commuting Time Tolerance Impede Sustainable Urban Mobility? Analysing the Impacts on Commuting Behaviour as a Result of Workplace Relocation to a Mixed-use Centre in Lisbon", *Journal of Transport Geography*, 2013, 32 (10), 38-48.
- [27] 王卉彤、刘传明、赵浚竹,“交通拥堵与雾霾污染:基于职住平衡的新视角”,《财贸经济》,2018年第1期,第149—162页。
- [28] 王鹏飞、魏翔,“通勤时间对工作绩效的影响”,《城市问题》,2018年第7期,第91—103页。
- [29] 魏翔、刘文霞,“通勤与偷懒:交通时间影响工作效果的现场追踪研究”,《财经研究》,2017年第8期,第4—17页。
- [30] 郑思齐、孙聪,“城市经济的空间结构:居住、就业及衍生问题”,《南方经济》,2011年第8期,第18—31页。
- [31] 郑思齐、张文忠,“住房成本与通勤成本的空间互动关系——来自北京市场的微观证据及其宏观含义”,《地理科学进展》,2007年第2期,第35—42页。
- [32] 郑思齐、张晓楠、徐杨菲、许俊彦,“城市空间失配与交通拥堵——对北京市‘职住失衡’和公共服务过度集中的实证研究”,《经济体制改革》,2016年第3期,第50—55页。

Home-Work Separation, Time Squeeze and Enterprises' Production Efficiency

SUN Weizeng HE Leilei*

(Central University of Finance and Economics)

Abstract Using the data of 2015 China Population Survey, we try to study the impact of commuting time on enterprises' production efficiency. Our study reveals that: first, one minute increase in commuting time will cause enterprises' TFP to significantly decrease by $0.47\% \sim 0.59\%$. Second, the increase of commuting time with private car or bus as the main mode of transportation has a more significant negative impact on TFP. Third, the increase of commuting time of producers has the greatest effect on TFP, followed by managers. Fourth, the TFP of state-owned enterprises and knowledge intensive industries is affected more by commuting time. Finally, we verify the squeezing effect of commuting time on employees' working and leisure time.

Keywords commuting time, total factor productivity, time squeeze

JEL Classification R41, J22, D24

* Corresponding Author: He Leilei, Institute of Economic, Central University of Finance and Economics, Shahe Higher Education Park, Changping District, Beijing 102206, China; Tel: 86-18811595982; E-mail: 1615147734@qq.com.