

通勤与偷懒：交通时间影响 工作效果的现场追踪研究*

魏翔¹，刘文霞²

(1. 中国社会科学院财经战略研究院,北京 100024;2. 中共中央党校 经济学部,北京 100091)

摘要:在城市化过程中,交通拥堵成为饱受关注的大问题。国内外大量文献证实了通勤时间增加会降低个体的工作效率,带来更多的偷懒行为。然而,这些研究几乎都是基于横截面分析或静态分析。而文章则着眼于个体和企业之间动态博弈的长期均衡,证明了通勤时间增加在长期内会减少公司内偷懒者的总体数量或降低偷懒行为的总体水平。这是因为,通勤时间的增加会使偷懒者的效用损失更大,在长期内会提高偷懒者的失业概率,于是,在均衡时,公司的总体偷懒水平被“倒逼”到更低的水平上,进而企业和城市整体的效率水平得以提升。文章通过对典型工厂的现场追踪收集数据,并在此基础上进行了计量分析,研究结果证实了上述结论。文章的结论对中国的城市布局及其交通配置提供了如下政策启示:城市集聚过程中的交通高度密集在长期内有利于城市整体效率的提升。在城市化的过程中,城市管理者无需单纯缩短居民的通勤时间,而是要保持交通体系的适度密集,发挥城市密度经济的整体效率和动态最优。

关键词:通勤时间;失业概率;偷懒;现场研究

中图分类号:F291.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)08-0004-14

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.08.001

一、引言：通勤时间长有害吗？

中国城镇化的成就举世瞩目,但在城镇化进程中亦难免遭逢困境。交通拥堵带来的通勤时间增加就是我国城镇化过程中碰到的一个具体挑战,被称为典型的“城市病”。然而,交通拥堵真的是百弊无一利吗?通勤时间增加真的会不断降低城市的工作效率吗?

不论如何探讨交通拥堵的原因,研究者大多认为通勤时间的延长、通勤成本的提高会给居民和城市带来不利影响,会降低居民的生活质量和工作效率(刘志林和王茂军,2011)以及城市运行效率(柯善咨和赵曜,2014)。诚然,作为市民个体,每个人都不喜欢交通拥堵,希望上下班的时间越短越好。然而,城市中政府和企业该如何看待员工日益增长的通勤时间?按道理,企业管理者当然希望员工上下班交通便捷、通勤时间越短越好,但是,本文的研究则显示,答案并非如“道理”那么简单。

然而,大量的研究支持上述“道理”,支持缩短通勤时间可以维护高效率。这些文献指

收稿日期:2017-02-20

基金项目:国家社会科学基金项目(14BGL183)

作者简介:魏翔(1972—),男,湖北人,中国社会科学院财经战略研究院;

刘文霞(1976—),女,山东人,中共中央党校经济学部。

出,住得离公司远的员工,通勤时间长,容易倦怠,会导致工作低效率(潘安成和刘爽,2013);员工的通勤时间长,则下班后的休闲时间被挤占,这样,他会“报复性”地在上班时通过偷懒来弥补自己的休闲损失(Ross和Zenou,2008)。企业中的偷懒行为是指诸如在工作时间内开小差、聊天、玩手机和上网购物等保留努力的机会主义行为(Cornelissen,2012;Battilana和Casciaro,2013),会显著降低员工的工作效率(潘安成和刘爽,2013)、导致团队生产力的损失(Chidambaram和Tung,2005)、降低个体的创新力和执行力(Tan和Tan,2008)。并且,偷懒行为还具有负外部性,在看到同伴偷懒时,个体会认为团队中其他成员保留努力,于是自己也倾向于偷懒(Robbins,1995;Emmerik,2008)。所以,员工的通勤时间长,偷懒行为会有所增加,会对其工作绩效产生负作用(Mulvey和Klein,1998),进而削弱企业的成本竞争力(Burda,Genadek和Hamermesh,2015)。

基于以上原因,企业希望减少员工的通勤时间或是优先雇用离家近的员工(Ross和Zenou,2008)。但是,在现实中,减少通勤时间受到以下两方面因素的限制:(1)城市的通勤时间因受到了城市化和城市集聚的影响作用,有稳定在高位趋势。随着城镇化不断加深,城市功能不断多样化,城市布局的多中心化和职住分离将成为市场经济环境下城市空间发展和劳动力分布的必然趋势(Brueckner,Thisse和Zenou,1999;Bleakley和Lin,2015)。从国内外的规律来看,为了保证企业集聚的效率和空间利用的高效,城市有不断集聚和扩大的必要(郑思齐和曹洋,2009),这必然导致通勤时间产生下降刚性。从2012年到2015年,全国大部分城市的平均通勤时间均有所上升,并且中小城市的通勤时间逐渐向北上广等大都市靠拢。^①高德地图发布的《2015中国百姓出行大数据报告》也显示,一、二线城市的通勤拥堵时间均超过了出行总时间的50%。这说明,在城市的现代化进程中,较长的通勤时间来自于城市扩张和城市集聚的内生动力。(2)从城市内部合理分工的角度而言,城市内职住分离有进一步扩大的趋势。例如,广州的居民从居住地到就业地的距离由老城中心向外围逐步增加(周素红和杨利军,2005);北京的职住平衡性随收入上升而下降(湛东升和孟斌,2013)。最近一项全国性民生调查覆盖了104个城市,来自10万个家庭的79781个有效样本的数据分析显示,总体而言,随着收入上升,人们的通勤时间也上升。^②这说明,全国范围内工作区和生活区的职住隔离受收入水平上升的推动在不断加深。这种白领人群和富裕人群逐渐从市中心工作区向城郊环境好的生活区搬移的趋势,同西方发达国家的历史经验相一致(Giuliano,1991;Brueckner,Thisse和Zenou,1999)。

可见,随着城市发展,通勤时间的增长有一定的合理性和必然性。这说明,企业为了寻求集聚效应,城市为了利用密度经济,通勤时间增加很有可能成为维持经济效率的自然结果。先行文献关于通勤对单个员工工作绩效影响的“个体效应”的考察十分必要,然而,面对未来中国日益加深的城市化进程,更有必要调换角度、延长视角,进一步考察通勤时间对城市范围内企业员工总体偷懒程度的“整体效应”。

我们承认通勤时间延长会对员工个体产生不利影响,如增多偷懒行为。但是,在对工厂现场的持续调查中我们注意到,通勤时间对员工工作行为的影响不是静态的、一次性的,而是一个非对称的动态影响过程。首先,通勤对不同员工的工作影响具有非对称性,即通勤时间增加会使偷懒者的效用损失幅度更大(Ross和Zenou,2008),进而使偷懒者未来的失业概率也相应提高(Burda,Genadek和Hamermesh,2015)。其次,这种影响是动态决策的过

^{①②}数据来自于中国中央电视台财经频道和国家统计局合作的“2014—2015年度中国经济生活大调查”。

程,即由于通勤对偷懒者的影响更大,于是理性的企业家和理性的员工长期博弈的均衡结果是,通勤时间增加促使企业解雇更多的偷懒者,或者偷懒者逐渐减少偷懒行为,进而降低未来的失业概率。综上所述,当面临较长的通勤时间时,个体短期内的感性反应是偷懒、降低工作效率,但是,个体长期内的理性反应却是减少偷懒行为,更努力地工作以避免失业陷阱。

本文不否认通勤时间长在短期内会对就业者产生不利影响,但是,文章较为创新地挖掘了通勤时间所蕴含的长期动态意义,着眼于揭示通勤时间有利于企业动态最优的“整体效应”。此外,关于个体通勤行为的研究需要大量的个体资料支撑(刘望保和侯长营,2013),但是,从目前检索的情况来看,与此相关的官方调查和细致的社会调查严重不足,造成关于通勤和生产之间关系的研究(尤其是定量研究)高度匮乏。为此,本文另辟蹊径,利用美国劳动部的“时间使用调查”(Time Use Survey)方法,通过对个体施以完全不干预、跟踪观测的自然实验方法,同时克服了问卷调查可信度低和大规模抽样调查成本高的困难,以现场日志调查获取第一手的样本数据,并以此为基础对通勤和绩效之间的关系展开微观的量化分析。

二、模型:失业概率下通勤对偷懒的影响

假定一个线性城市环境:商业工作区和生活居住区之间,工人等密度居住,居住面积单位化为 1,总人口标准化为 1。工人内生决定工作努力程度(e)和距离商业工作区的上下班通勤时间(t)。总体失业率为 u ,就业率为 $(1-u)$ 。工人就业得到的工资率为 w ,失业则得到失业补贴,为 b 。

为了不失一般性,失业—就业变化符合连续动态的 Markov 过程,即失业到就业的转移概率(Transition Rate)是 θ ,则预期的失业期为 $\frac{1}{\theta}$ 。就业到失业的转移概率为 δ ,预期的就业期则为 $\frac{1}{\delta}$ 。根据假设,工人生命期中 $\frac{\theta}{\theta+\delta}$ 的部分处于就业状态, $\frac{\delta}{\theta+\delta}$ 的比例处于失业状态。在稳态时,一个工人可能失业的概率等于总体的失业率(Fujita,1989),即:

$$u = \frac{\delta}{\theta + \delta} \quad (1)$$

经济中有就业者 i 和失业者 j ,其中就业者的效用函数为:

$$U_i = z_i + V_i(l, e) \quad (2)$$

其中, V_i 是休闲时间 l 和工作努力程度 e 带来的效用,工作努力之所以带来效用是因为努力工作会带来收入增加,进而会带来额外的消费量。偷懒(Shirking),即工作不努力,可被表示为 $-e$ 。由于本文假定通勤等休闲时间会影响到工人的偷懒水平,因此,休闲时间 l 和工作努力程度 e 对效用而言是不可分的形式(Non-separable)。 z_i 是就业者已有的消费量,效用函数 U_i 采用加性可分的形式(Seperable)。不失一般性,休闲对效用有正作用,而工作努力对效用是负作用,且它们对效用都是边际递减的,即 $\frac{\partial V_i}{\partial l} > 0, \frac{\partial V_i}{\partial e} < 0, \frac{\partial^2 V_i}{\partial l^2} < 0, \frac{\partial^2 V_i}{\partial e^2} < 0$ 。

正常情况下,休闲和偷懒具有替代性关系。也就是说,通常所指的休闲活动是锻炼、社交和旅游等积极健康、能提高休闲边际效用(休闲满意度)的活动,即积极休闲(Active Leisure)(Atanasio 和 Pistaferri,2016)。这些活动不但放松了身心,且对自身进行“自我验证”(Self-Efficacy),会带来积极的心理状态(Positive Mood)(Hills 和 Argyle,1998 ;Beaton

和 Funk, 2008), 进而提高个体的工作效率, 减少倦怠、偷懒和分心 (Maguire, 2008), 使个体乐于工作和生活, 减少人浮于事和机会主义行为 (Cavette, 1999)。即, 正常情况下的积极休闲有利于减少偷懒行为 (Peng 和 Sousa-Poza, 2016)。

休闲和偷懒具有替代关系, 即休闲和工作努力具有互补关系, 此时则有:

$$\frac{\partial^2 V_i}{\partial l \partial e} > 0 \quad (3)$$

给定产品市场是完全竞争的, 于是消费品 z_i 的价格外生, 并标准化为 1。就业者 i 面临的预算约束为:

$$wT = z_i + R(t) + \tau t \quad (4)$$

其中, t 是单位距离上的通勤时间, 表示工人的交通成本; τ 是通勤时间的单位费用, $R(t)$ 是和通勤时间相关的住房租金或房屋售价, 通常在城市中 $\frac{dR}{dt} < 0$, 即离商业工作区越远, 租金或房价越便宜; T 为工作时间, 此处假定 T 是外生给定的常量。在固定工作制下, 由于 T 不变, 所以休闲只受通勤时间的影响, 时间约束为:

$$T + l + t = 1 \quad (5)$$

由(2)式、(4)式和(5)式, 可以得到就业者的效用函数为:

$$U_i = [wT - R(t) - \tau t] + V_i(1 - T - t, e) \quad (6)$$

此外, 失业者 j 的预算约束为:

$$z_j + R(t) + \tau t = 0 \quad (7)$$

其中, 假设失业补贴等于零, 并简化地认为失业者和就业者的通勤路费都为 τ 。就业者每天通勤上下班, 失业者每天往返公司面试或找工作。失业者的效用 V_j 为:

$$U_j = z_j + V_j = -R(t) - \tau t + V_j \quad (8)$$

为分析简便(但不影响分析结果), 做如下几个假设。

假设 1(零利率假设): 假设资本市场是完全的, 则均衡利率为零。因而, 时间偏好率 (*Intrinsic Preference for the Present*) 等于 0, 工人只关心在其生命期内失业时期和就业时期的比例, 而不关心时间跨度, 也就是说, 期望效用函数是非状态依存的 (*Not State Dependent*, 此处的状态为时间)。

假设 2(固定居所假设): 假设搬家的费用很高, 工人失业与否都住在同一地点。

假设 3(公司信息结构假设): 假设公司不能观察到工人的通勤时间 t 或者不能根据工人的通勤时间来调整工资, 工资 w 不是 t 的函数。这个假设排除了工人的偷懒来自于公司歧视性工资政策的可能, 可以使我们的模型专门研究职住空间对工作效果的单纯作用。

员工的期望效用为:

$$U = (1-u)U_i + uU_j = (1-u)[wT + V_i(1 - T - t, e)] - R(t) - \tau t + uV_j \quad (9)$$

基于信息结构假设, 工人偷懒和不偷懒时, 失业的转移概率不同。因此失业期比例(失业概率) u 也不同。给定偷懒时的失业概率为 u^s , 不偷懒时的失业概率为 u^{NS} 。偷懒时工人的工作努力水平为 $e^s = \underline{e}$; 不偷懒的工作努力水平为 $e^{NS} = \bar{e} > \underline{e}$ 。于是, 工人偷懒时的期望效用为:

$$U^s = (1-u^s)[wT + V_i(1 - T - t, \underline{e})] - R(t) - \tau t + u^s V_j \quad (10)$$

不偷懒时的期望效用为:

$$U^{NS} = (1 - u^{NS})[\omega T + V_i(1 - T - t, \bar{e})] - R(t) - \tau t + u^{NS} V_j \quad (11)$$

在员工-公司博弈均衡时,均衡解 t^* 将使偷懒和不偷懒时的预期期望相等并等于一个恒定的均衡值,即:

$$U^S \Big|_{t=t^*} = (1 - u^S)[\omega T + V_i(1 - T - t^*, \bar{e})] - R(t^*) - \tau t^* + u^S V_j = U^{NS} \Big|_{t=t^*} \quad (12)$$

$$= (1 - u^{NS})[\omega T + V_i(1 - T - t^*, \bar{e})] - R(t^*) - \tau t^* + u^{NS} V_j$$

由以上均衡解,可得到如下命题:若休闲和偷懒具有替代性,考虑到工人对是否偷懒做出动态决策,那么,通勤时间对偷懒行为会产生抑制作用。

鉴于篇幅,此处略去命题的证明过程,有需要者可向作者索取。

本文的命题扩展了传统文献的看法。传统文献认为,较长通勤时间会挤压个体积极休闲时间,而此时,如果休闲和偷懒是替代品(即休闲活动属于正常情况下的积极休闲),那么较长通勤时间会导致更高的偷懒水平(Brueckner 和 Zenou, 2003; Crawley, 2014)。以上思路的立足点是,通常情况下,正常的休闲活动是积极健康的,能提高个体的效用感受,所以,当较长的通勤时间挤占个体的休闲时间时,个体的效用会下降,进而产生倦怠和偷懒行为。以上看法考察的是通勤对单个工人的“个体效应”,但未从公司整体范围内考察通勤对偷懒的动态影响。而本文的命题所补充的情形是:当面临动态选择是否偷懒时,并不是每个人都会确定性地选择偷懒,因为偷懒会带来更高的失业概率。对于偷懒者而言,他之所以偷懒,是因为休闲对他而言更为重要一些。当较长的通勤时间导致较大的休闲降低时,偷懒者的效用损失将高于工作努力者。综上所述,在公司层面上,长时间的通勤会使偷懒者的效用相比工作努力者的效用下降更大,工作绩效更受影响,长期失业概率更高,公司中的偷懒者更容易被解雇或降薪,进而这会使偷懒者面临两种局面:要么被解雇或离职;要么转变偷懒行为,工作更努力一些。因此,整体而言,较长的通勤时间有利于降低公司偷懒的总体水平。这就是命题阐述的通勤对偷懒的“整体效应”。

“整体效应”包含命题中的“正常情况”,即休闲活动是积极健康有利于身心健康的活动,于是休闲和偷懒互为替代品。在“非正常情况”下,休闲和偷懒是互补品,即休闲活动较为消极或不健康,在这种情况下,较长的通勤时间给偷懒者带来的效用损失相对更小,偷懒所导致的失业概率提高也相对较小,于是,通勤时间长可能会导致公司整体层面上偷懒行为更加严重。

以下部分,我们将利用一家典型制造业工厂的现场追踪数据来检验本文的理论命题。

三、现场研究:来自实地工厂的证据

(一)数据与样本

本文对通勤的研究使用了现场追踪研究,数据来源于湖北省襄阳市一家生产汽车配件的大型国有工厂。该工厂属于当地的上市公司,有装配工人 600 余人,在湖北省属于行业龙头企业,是中国现代化制造业生产的典型缩影。我们按照美国劳工部“时间使用调查”(Time Use Survey)的时间日志方式设计现场跟踪观测,观测日志涉及工人的各类工作时间和休闲时间内的活动、工作绩效、上下班通勤时间、人口统计特征和性格特征等。现场跟踪观测人员由经过培训的 2 名督导和 20 名学生组成,采取实时跟踪记录的方法,每隔十分钟记录一次流水线工人的时间使用情况,一天一个闭环形成时间日志表。

观测时间为 2014 年 7 月 11 日到 19 日(共 9 整天)。观测对象为该工厂内一条典型“福特制”流水线的 80 名工人,工人们每天工作 8 到 10 个小时,有时还会加班。剔除无效观测

人数后,得到有效观测对象 74 人,共计 666 个有效观测样本。为保证数据的可靠性,采取匿名调查、双盲录入、多次重审的办法。为进一步提高数据的准确性与科学性,在跟踪观测的基础上进行了样本的清洁处理,主要是对调查结果的奇异值和缺失值进行处理。

(二)变量设定

本部分考察通勤时间对偷懒程度的影响,为此,设定被解释变量为偷懒(*LD*)。在现场观测中,偷懒被界定为该工人在工作中和同事聊天、玩手机等休闲时间(按照工作规定,流水线上的工人禁止聊天、喝水等休闲活动,于是,此类“开小差”活动在本文中被界定为偷懒)。核心解释变量为“通勤时间”(*CT*)。

偷懒不仅会受到通勤时间的影响,而且根据文献研究,偷懒还受到以下控制变量的影响。第一,组织支持(*OS*)。组织支持理论提出:组织对于员工的支持是导致员工愿意为组织做出贡献的重要因素(田喜洲等,2010),它可以激发员工的责任感,帮助组织达到目标,增强员工对组织的情感承诺,让员工自愿奉献给组织(Wu,2009)。许多研究探讨了在何种程度上员工认为他们的工作组织重视他们的贡献并关心他们的福祉(Baran,Shanock 和 Miller,2012)。有效的组织支持能激发员工的组织公民行为(*Organization Citizenship Behavior, OCB*),进而有利于员工提高绩效(宗文等,2010),组织支持感与中国员工绩效正相关(Kim 和 Miao,2010)。但不当的组织支持也有可能降低工作绩效(Rong 和 Cao,2015)。第二,当天天气(*DW*)。天气对人的心情有很大影响,在阳光明媚的天气里,人们心情愉快、精力充沛,学习、工作的效率可以提高 15%~35%(春云和竹峰,1996);而雾霾或朦胧的天气会导致一些低效率(Liu,Liu 和 Yu,2015)。第三,工作满意度(*WS*)。显然,工作满意度会影响员工的工作状态及工作绩效(郑焯和刘伟,2012)。高层次的公平晋升、合理的薪酬体系、合适的工作本身和良好的工作环境会导致员工提高绩效水平(Balasundaram 和 Braete,2010)。但是,工作满意度高的员工不一定带来持续的高绩效,在敬业度和满意度上存在四种状态组合,即高满意度高敬业度、高满意度低敬业度、低满意度低敬业度、低满意度高敬业度(芦慧等,2012)。第四,性别激励(*SI*)。不同性别的员工搭配在一起工作或休闲,会导致对方的工作效率和工作方式出现显著变化,有时是正激励,也就是俗话说的“男女搭配,干活不累”(宫春子和赵燕,2012);有时是负激励,即由于性别吸引带来的分心、分神,通常,员工工作级别中的性别多样性对员工的组织承诺(包括情感承诺和连续承诺)有显著的负影响(梁巧转等,2009)。

最后,需要着重指出,休闲满意度(*LS*)是休闲边际效用的代理变量,通常情况下,休闲满意度高的个体通常生活满意度较高(宋瑞,2014),低负荷和灵活的时间有助于缓解工作休闲冲突和促进休闲满意度的提高(Lin,Wong 和 Ho,2015),进而导致更积极的工作态度和更低水平的工作倦怠(Crawley,2014)。此时,休闲和偷懒是相互替代的关系。因此,休闲满意度 *LS* 是条件自变量,当它的系数符号为负时,表示休闲和偷懒是替代关系。

本文没有选择人口统计变量(包括年龄和工龄等变量)作为外生变量,主要是因为我们关心的是每一天每个人偷懒变化的总体情况,而不是关心偷懒的个体差异。

所有变量的名称和定义如表 1 所示,变量的统计特征如表 2 所示。

表 1 变量界定

变量类别	中文名称	变量名	定义
被解释变量	偷懒	<i>LD</i>	工作中聊天、喝水等“开小差”的休闲时间(分钟)
核心解释变量	通勤时间	<i>CT</i>	上下班所消耗的交通时间(分钟)

续表1 变量界定

变量类别	中文名称	变量名	定义
控制变量	组织支持	OS	工作中上级和同事与该工人的交流接触时间(分钟)
	当天天气	DW	天气分为雨雪、阴、多云、晴朗四个状态
	休闲满意度	LS	对前一天休闲状况的自评满意度,按 5 等级 Likert 量表衡量
	工作满意度	WS	对当天工作状况的自评满意度,按 5 等级 Likert 量表衡量
	性别激励	SI	工作中和异性接触的时间(分钟)

资料来源:作者整理。

表 2 变量的统计特征

变量名	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值	观测数
LD	偷懒	62.0526	81.9682	10	480	666
CT	通勤时间	23.8393	10	220	666	
OS	组织支持	3.0165	0.9356	0	6	666
DW	当天天气	3.0743	1.0242	1	4	666
LS	休闲满意度	0.7969	0.1202	1	5	666
WS	工作满意度	0.7256	0.1431	1	5	666
SI	性别激励	124.2718	184.0446	0	640	666

资料来源:作者整理。

(三)基本回归

基本回归方程设定如下:

$$LD_{it} = \alpha + \beta_1 CT_{it} + \beta_2 OS_{it} + \beta_3 DW_{it} + \beta_4 LS_{it} + \beta_5 WS_{it} + \beta_6 SI_{it} + \beta_7 LS_{it} \times CT_{it} + AR(1) + \lambda_i + \mu_t + \epsilon_{it}$$

其中, LD_{it} 是第 i 个工人第 t 天的偷懒时间。下标 $i=1, 2, 3, \dots, 74$, 表示不同的工人; t 表示时间, 取值为 2014 年 7 月 11 日到 19 日; λ_i 为不可观测的个体样本效应, 目的在于控制人群的固定效应; μ_t 为不可观测的时间效应, 解释了所有没有被包括在回归模型中的与时间有关的效应。 ϵ_{it} 为随机扰动项。由于该面板数据具有一定的时间跨度, 为消除随机误差的自相关问题, 加入随机误差的一阶自回归项 $AR(1)$ 来削弱自相关。

需要指出, 对照理论命题, 如果 LS 的系数 $\beta_4 < 0$, 则说明满足“休闲和偷懒具有替代性”的条件(该条件下的休闲活动是积极健康的正常休闲), 此时, 若同时满足 CT 的系数 $\beta_2 < 0$ (即通勤抑制偷懒), 则命题得到证实。此外, 乘积项 $LS \times CT$ 代表传统文献所阐述的“个体效应”的观点, 系数 $\beta_7 > 0$ 则表示通勤时间会挤出积极健康的休闲活动从而会增加个体的偷懒行为。

本文使用面板数据回归, 需要确定模型类型。固定效应模型检验中, 核心解释变量 CT 的 p 值为 $0.0710 > 0.05$, 没有通过相关性检验; 随机效应模型检验中, CT 的 p 值为 $0.04 < 0.05$, 但是豪斯曼检验的 $Test Summary$ p 值为 $0.2164 > 0.05$, 没有通过豪斯曼检验。而对混合模型的检验中, CT 的 p 值为 0.0153 。因此, 宜采用混合效应模型进行回归。另外, 由于本研究中时间序列观测值较少, 而截面观测值较多, 容易产生因个体差别等不可控因素而造成的随机误差波动的“异方差”现象, 为此, 通过加权最小二乘法来估计方程。回归结果如表 3 所示。其中, 模型 1 是基本的回归结果, 模型 2 是只包含了模型 1 中显著变量的回归结果。

表 3 基本回归结果

变量	模型 1	模型 2
CT(通勤时间)	-2.4436** (-2.4327)	-2.4401** (-2.4313)

续表3 基本回归结果

变量	模型 1	模型 2
OS(组织支持)	11.0345*** (2.8315)	11.0178*** (2.8297)
DW(当天天气)	5.4281** (1.9151)	5.3435(1.8940)
LS(休闲满意度)	-90.9930* (-1.8710)	-90.7525* (-1.8678)
WS(工作满意度)	0.3876(0.3392)	
SI(性别激励)	0.1128*** (5.3632)	0.1127*** (5.3631)
LS×CT	2.6528** (2.2528)	2.6498** (2.2520)
AR(1)	0.3110*** (7.2121)	0.31085*** (7.2140)
常数项	67.8881(1.6222)	68.3138(1.6344)
观测值	666	666
调整后 R ²	0.1358	0.1372

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性。数值取值精确到小数点后四位(下表统同)。括号中的数值为 t 值。被解释变量是 LD 。

结果显示,除了工作满意度 WS 不显著外,核心解释变量 CT 、条件自变量 LS 、个体效应的代理变量 $LS \times CT$ 以及其他控制变量均显著。休闲满意度的系数 $\beta_4 < 0$, 表明休闲和偷懒是替代品,命题的条件得到满足;通勤时间 CT 的系数 $\beta_2 < 0$, 表明通勤时间抑制了偷懒行为。由此认为,命题得到证实。此外,乘积项 $LS \times CT$ 的系数 $\beta_7 > 0$, 表明休闲和偷懒是替代品,即休闲活动是积极健康的时,通勤时间增多会促进偷懒增多,这说明通勤对偷懒的个体效用同时存在。

(四)内生性讨论

在本文中,相对于偷懒而言,通勤时间是外生变量。通勤可以影响工作中的行为绩效,但偷懒等行为无法影响外生的通勤时间,因此,此处不存在互为因果的内生性问题。但是,影响工人偷懒的主、客观因素很多,在实证研究中有可能遗漏重要解释变量,需要对此类内生性加以检验。为此,先将被解释变量和解释变量进行回归,得到回归方程的残差序列,然后将残差序列作为一个解释变量加入到回归方程中,再次进行回归,得到 $p = 0$, 残差序列的系数为 0.8474, 说明原方程存在内生性,为了解决模型内生性问题,需引入工具变量。

工具变量的选择有两个条件:相关性和外生性。在本文中采用个人收入(IC)和家庭负担(FY)作为工具变量。工人的个人收入(IC)和家庭负担(FY)对工人的交通时间会产生显著影响,但是并不会直接影响工人在工作中的偷懒情况。用豪斯曼检验工具变量个人收入(IC)和家庭负担(FY)的有效性,检验结果为 $chi n^2(2) = 11.13, p = 0.0038, p < 0.05$, 工具变量通过了有效性检验。

工具变量回归的结果见表 4。

表 4 TSLS 回归结果

解释变量	系数	t 值	P 值
CT(通勤时间)	-11.2864(6.0090)*	-1.8782	0.0608
OS(组织支持)	12.2338(4.2387)***	2.8862	0.0040
DW(当天天气)	6.58667(3.0932)**	2.1294	0.0336
LS(休闲满意度)	-423.6654(228.1159)*	-1.8572	0.0638
WS(工作满意度)	0.4935(1.2142)	0.4064	0.6846
SI(性别激励)	0.1282(0.0248)***	5.1579	0.0000
LS×CT	12.8960(6.9529)*	1.8548	0.0641

续表 4 TSLS 回归结果

解释变量	系数	t 值	P 值
AR(1)	0.3225(0.0477)***	6.7635	0.0000
C(常数项)	344.7332(190.6757)	1.8080	0.0711
R ²	0.0340	被解释变量均值	47.9527
调整后的 R ²	0.0207	被解释变量标准差	79.1061
标准误	78.2811	Durbin-Watson 统计值	1.9666
F 统计量	12.4671	概率值	0.0000

注：括号中的数值为标准误。

资料来源：作者基于 Eviews 软件估计整理(下表统同)。

工具变量回归结果显示，核心解释变量和其他控制变量的系数显著性和系数符号均未发生变化，同时内生性得到了克服。

(五)稳健性检验

1. 检验数据平稳性

对被解释变量(LD)的原序列进行单位根检验，结果如下表所示。

表 5 被解释变量的单位根检验

	统计值 (Statistic)	概率 (Prob)	横截面数 (Cross-sections)	观察值 (Obs)
Levin, Lin & Chu t*	-13.5393	0.0000	65	390
Im, Pesaran and Shin W-stat	-7.52198	0.0000	65	390
ADF-Fisher Chi-square	312.796	0.0000	65	390
PP-Fisher Chi-square	754.734	0.0000	63	441

注：Probabilities for Fisher 检验的概率值使用渐进卡方分布(asymptotic Chi-square distribution)的计算方法。

Levin, Lin & Chu t* 检验和 ADF-Fisher Chi-square 检验的伴随概率均为 0，所以拒绝含有单位根为零假设，即拒绝非平稳。运用同样的道理，我们对通勤时间(CT)、组织支持(OS)、当天天气(DW)、休闲满意度(LS)、工作满意度(WS)、性别激励(SI)、休闲满意度与通勤时间的乘积(LC)的原序列进行单位根检验，得到的结果相同，即拒绝非平稳。这说明变量的数据结构较为稳健。

2. 增加控制变量

有研究认为个体的性格对工作绩效有显著影响(Almlund 等, 2011; Heckman、Humphries 和 Kautz, 2014)，为此将性格变量作为新增控制变量引入回归方程。本次的跟踪实验按照国际通行的 BIG FIVE 性格测试法专门测试了每个工人的道德性(MOL)、利他性(ALT)、开放性(EXT)、社交性(SOC)和适应性(ADAP)五种性格特征，分别作为 5 个控制变量进入回归方程。重新回归的结果见表 6。

表 6 增加控制变量后的回归结果

解释变量	系数	t 值	P 值
CT(通勤时间)	-2.3728(1.0065)**	-2.3576	0.0187
OS(组织支持)	8.8157(3.9367)**	2.2394	0.0255
DW(当天天气)	5.4744(2.8605)**	1.9138	0.0561
LS(休闲满意度)	-92.9990(48.6834)**	-1.9103	0.0566

续表6 增加控制变量后的回归结果

解释变量	系数	<i>t</i> 值	<i>P</i> 值
WS(工作满意度)	-16.7196(25.1920)	-0.6637	0.5072
SI(性别激励)	0.1176(0.0208)***	5.6588	0.0000
LS×CT	2.6921(1.1747)**	2.2918	0.0223
ADAP(适应性)	-0.2270(0.4081)	-0.5561	0.5784
SOC(社交性)	1.7323(0.5669)***	3.0559	0.0023
EXT(开放性)	-0.8600(0.5628)	-1.5280	0.1271
ALT(利他性)	-0.2184(0.4603)	-0.4745	0.6354
MOL(道德性)	-0.0313(0.7687)	-0.0407	0.9675
AR(1)	0.2813(0.0435)***	6.4610	0.0000
C(常数项)	45.3731(81.3322)	0.5579	0.5771

回归结果显示,核心解释变量 *CT* 的显著性和符号均未变化,其他解释变量的显著性和符号也很稳定。新增的性格控制变量中,只有社交性性格特征对偷懒具有显著影响,这与我们所观测到的偷懒主要表现为聊天等社交行为不谋而合。

3. 测试超样本特性

为寻求更为稳健的结果,我们对模型进行超样本分析。在对现有国企工厂进行调研的同时,我们对另外一家从事同样业务的私营小厂(简称“小厂”)用完全相同的调查方法做了时间日志跟踪观测。该小厂没有使用现代化流水线,而是传统的机床加工环境。在同期的9天内,我们对工作现场的20名一线工人做了日志记录。利用“小厂”的数据,对模型进行超样本回归,结果如表7所示,核心解释变量 *CT*、条件自变量 *LS*、传统观点的代理变量 *LS*×*CT* 以及其他控制变量均显著。

表7 超样本回归的结果

解释变量	系数	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值
<i>CT</i> (通勤时间)	2.3304(0.9051)**	2.5747	0.0110
<i>OS</i> (组织支持)	10.3535(5.7766)*	1.7923	0.0751
<i>DW</i> (当天天气)	-0.4518(3.0363)	-0.1488	0.8819
<i>LS</i> (休闲满意度)	281.8542(124.9691)**	2.2554	0.0255
WS(工作满意度)	-52.8246(24.9569)**	-2.1166	0.0359
SI(性别激励)	0.0174(0.0497)	0.3506	0.7263
LS×CT	-3.3418(1.2398)***	-2.6955	0.0078
AR(1)	0.0186(0.0794)	0.2343	0.8151
C(常数项)	-159.0490(92.4692)	-1.7200	0.0875

(六) 结果与讨论

1. 结果:通勤时间对偷懒具有正向和反向作用

在正常情况下(即休闲活动是积极健康的活动),大多数传统文献只认识到较长的通勤时间会降低个体的效用,从而引发更多的偷懒行为。而本文却证实,此时偷懒者的效用会下降得更快,相对的失业概率更高,因此,通勤时间增多还有抑制偷懒的作用。

LS×*CT* 的系数小于零说明传统文献所论证的结论也依然存在,即当考虑到通勤时间

会挤出积极的休闲时间时,通勤时间增加会在一定程度上加剧偷懒行为。

除此之外,现场研究的回归结果还有以下几个附带性发现:一是,“组织支持”对偷懒有显著的强化作用,其系数为正(19.7095)。国内外的文献均发现,组织支持并不是在所有的情况下都会导致员工的积极行为,而是需要一种内在的机制(Caesens 等, 2016),组织支持有可能增加员工工作外的投入而减少对工作角色的投入(孙健敏等, 2015)。我们的实证研究进一步证明了他们的研究结论。二是,性别激励增多了偷懒行为,即男女工人相邻工作,使他们更容易分心分神,因而更容易偷懒。三是,工作满意度对偷懒的影响不显著。以往的文献研究发现,员工工作满意度会正向影响工作绩效(马凌等, 2013),能减少拖延、怠工等行为(舒珊, 2014),本文的实证没有对此提供支持性证据。

2. 讨论:关于通勤时间的下降刚性

通勤时间长要么因为交通拥堵,要么因为职住距离远(徐涛等, 2009; 韩会然、杨成凤和宋金平, 2014)。为此,大量研究都认为通勤时间长不是好事情,它将降低个体的工作效率、加剧工作中的偷懒行为(Crawley, 2014 等)。如果只考虑交通对个体的影响,这类观点不无道理。即便如此,也有文献对此提出了异议。比如, Ross 和 Zenou(2008)的实证研究发现,在监督较重的蓝领工人中间,更长的通勤时间会导致更多的偷懒和低效率,但在受监督较弱的白领中,通勤和偷懒的关系并不明确。为此,本文对通勤的个体效应做了扩展,考虑到个体动态决策对公司总体的影响,论证了通勤对公司绩效的整体效应。本文理论模型的内在逻辑是基于失业概率的偷懒者和工作努力者的博弈,其均衡结果不但体现了偷懒者的长期均衡选择,也体现了博弈的基本思想,即个体最优不代表集体最优。于是,尽管通勤对偷懒的个体效应常常表现为负效应,但本文也证实,通勤时间对集体的整体效应则有利于减少偷懒的总体水平。

本文揭示,交通时间长并不一定总是“坏事”,它对个体是“坏”的,不见得对企业或城市也是“坏”的。在发达国家的城镇化过程中,随着收入的增加,人们有不断远离城市中心居住的趋势(Brueckner, Thisse 和 Zenou, 1999)。如果通勤时间长是一件“坏事”,为什么越来越多的欧美市民选择住到离单位更远的城郊?“互补理论”(Trade-off Theory)指出,通勤和居住环境之间是相互取舍的关系,即就业者可以选择中心城区居住(享受较低的通勤成本,但住房成本较高和居住环境较差),或远离内城区居住(居住环境优良、居住成本较低,但通勤成本较高)(Alonso, 1964; Mills, 1992)。也就是说,通勤时间长的替代性好处之一是能换来更高的生活质量。在此基础上,较长的通勤时间还会对企业中的低效率行为产生“清洁作用”,正如本文所证,通勤时间增加在一定程度上筑高了偷懒者的失业概率,长期内会使公司“洗涤”出偷懒者,或是倒逼偷懒者减少偷懒行为,而转为更加努力工作。

通勤时间和工作绩效之间的“整体效应”启发我们,单纯减少通勤时间以期提高生活质量和工作效率的观念不够深入和全面。减少交通时间不一定会提高城市的经济效率和企业的运行绩效,相反,从职住混同到职住分离、从短距交通到长时通勤,是城市整体效率改进的需要。在兼顾其他效率的前提下,如果希望改善交通质量,主要手段不仅仅在于缩短通勤时间,而应侧重于提高通勤途中的舒适程度,如优化车厢环境、提高服务质量、降低拥挤程度和降低中转难度等,这样能既能使通勤给人们的负向个体效应得到抑制,又能兼顾城镇化的需求、发挥通勤时间的整体效应。

四、结论与建议

大量文献研究并证实了通勤时间长对个人的身体健康、工作效果和经济效率都有不利影响,这种“个体效应”无疑是存在的。但是,本文指出,工作中个体的偷懒行为是长期动态的博弈行为并受到失业概率的影响。企业和员工长期博弈的均衡结果是,较长的通勤时间有利于减少企业中偷懒者和偷懒行为的总量水平。本文对先行文献的微薄贡献大致有两点:一是从发挥交通集聚效应的角度,支持了中国需要更进一步城市化和加大城市集聚的学术观点。很多学者从密度经济和规模经济的角度论证了中国需要进一步建设大城市和进行城市集聚的必要性(吉昱华和马松,2004;陆铭等,2011),本文则是从中选取了交通集聚的角度,诠释了交通集聚在长期内对城市效率利大于弊的效应,为相关学术观点提供了多视角论证和微观支持。二是强调了交通状况对工作绩效的“整体效应”,重视动态性和不确定性在“交通状况—工作绩效”关系中的重要作用,处理这类问题的核心则是将休闲作为内生变量引入了模型。

本文的研究对城市管理和企业管理具有一定的参考价值,可为相关领域提供如下几点启示:

第一,城市公共政策制定者对公共交通的管理理念需有所调整。管理者需承认市场经济条件下城市集聚效应及其交通集聚效应的积极性,尊重市场规律,避免单纯地、高成本地降低交通集聚和减少通勤时间,应转而力图寻求适度的城市内通勤时间水平,在城市规模经济和城市生活质量之间形成合理平衡。

第二,在城市化加剧、城市集聚不断加强的大背景下,交通集聚和长通勤时间将成为城市经济的未来新常态。为此,大城市需要采取更为紧凑和高效的布局形式,建立“疏朗有致”的城市功能区。在城市中心区增强交通、公共服务等配套设施的密集度和规模性,用规模经济的高效率覆盖集聚拥挤带来的低效率。

第三,按照通常的理论或管理直觉,在同等条件下,企业主更倾向于雇佣住址离公司近的员工,但是,本文的研究对这种观点提出了挑战。雇用通勤时间长的员工,一方面可以表明该员工对企业具有长期选择意愿;另一方面,在长期雇佣中,该员工为了降低失业概率,不但会降低偷懒水平,还倾向于提升努力水平。因此,城市中的企业需学会利用集聚效应而不是抵制集聚效应。

囿于条件所限,本文的研究依然存在一些不足。主要表现在:一是没有对员工异质性进行细致甄别,诸如企业工资差异、行业工资差异等因素没有纳入模型,鉴于本文是对交通集聚和工作绩效之间进行初步的交互性分析,因此没有在异质性上展现更多的细节。二是通勤时间影响绩效的作用范围和趋势条件在本文中并没有得以展开分析,这是因为囿于分析技术的限制,我们没能在理论模型中设置动态路径约束参数。这将难以捕捉研究问题的趋势变化,尽管这并不影响本文所蕴含的基本结论。

在未来的研究中,我们可以进一步关注员工的异质性和超样本特性对交通集聚与企业绩效关系的细致影响,同时,也需要剖析偷懒的内部激励问题,拓展通勤与偷懒之间的非线性关系,进而探寻二者之间存在何种水平的“门槛效应”。

* 感谢匿名审稿人客观深刻的指导性意见。感谢中航精机公司刘国建先生和北京第二外国语李伟教授在数据搜集和资料分析方面的鼎力支持。感谢中国社会科学院财经战略研究院夏杰长研究员参与研讨并提

供专业意见。文责自负。

主要参考文献：

- [1]柴彦威,张艳,刘志林.职住分离的空间差异性及其影响因素研究[J].地理学报,2011,(2):157-166.
- [2]吉昱华,马松.集聚效应条件下的均衡城市规模及政策工具比较研究——一个总量生产函数框架及其模拟分析[J].财经研究,2004,(11):94-105.
- [3]柯善咨,赵曜.产业结构,城市规模与中国城市生产率[J].经济研究,2014,(4):76-88.
- [4]李海舰,聂辉华.论企业与市场的相互融合[J].中国工业经济,2004,(8):26-35.
- [5]李金波,聂辉华.团队生产、集体声誉和分享规则[J].经济学(季刊),2010,(3):941-960.
- [6]刘修岩.集聚经济、公共基础设施与劳动生产率——来自中国城市动态面板数据的证据[J].财经研究,2010,(5):92-102.
- [7]刘志林,王茂军.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[J].地理学报,2011,(4):457-467.
- [8]潘安成,刘爽.社会性偷闲能“偷出”团队创造力吗?——一个案例的探索性研究[J].管理世界,2013,(8):154-166.
- [9]张亦春,周颖刚.信息不对称、企业改革和证券市场[J].经济研究,1997,(5):24-30.
- [10]Balijepally V G, Mahapatra R, Nerur S, et al. Are two heads better than one for software development? The productivity paradox of pair programming[J]. MIS Quarterly, 2009, 33(1): 91-118.
- [11]Baran B E, Shanock L R, Miller L R. Advancing organizational support theory into the twenty-first century world of work[J]. Journal of Business and Psychology, 2012, 27(2): 123-147.
- [12]Barnett L A. Accounting for leisure preferences from within: The relative contribution of gender, race or ethnicity, personality, affective style and motivational orientation[J]. Journal of Leisure Research, 2006, 38(4): 445-474.
- [13]Burda M B, Genadek K R, Hamermesh D S. Not working at work: Loafing, unemployment and labor productivity[R]. NBER Working Paper No. 21923, 2015.
- [14]Caesens G, Marique G, Hanin D, et al. The relationship between perceived organizational support and proactive behavior directed towards the organization[J]. European Journal of Work and Organizational Psychology, 2016, 25(3): 398-411.
- [15]Golden B R, Zajac E J. When will boards influence strategy? Inclination \times Power = Strategic Change[J]. Strategic Management Journal, 2001, 22(12): 1087-1111.
- [16]Miles J A, Greenberg J. Using punishment threats to attenuate social loafing effects among swimmers [J]. Organizational Behavior and Human Decision Processes, 1993, 56(2): 246-265.
- [17]Price K H. Decision responsibility, task responsibility, identifiability and social loafing[J]. Organizational Behavior and Human Decision Processes, 1987, 40(3): 330-345.
- [18]Robbins T L. Social loafing on cognitive tasks: An examination of the ‘Sucker Effect’ [J]. Journal of Business and Psychology, 1995, 9(3): 337-342.
- [19]Rong Z L, Cao G L. A framework for research and practice: Relationship among perception of organizational politics, perceived organization support organizational commitment and work engagements[J]. Open Journal of Business and Management, 2015, 3(4): 433-440.
- [20]Ross S L, Zenou Y. Are shirking and leisure substitutable? An empirical test of efficiency wages based on urban economic theory[R]. IZA (Institute for the Study of Labor) Discussion Paper No. 2601, 2008.
- [21]Schwanen T, Dijst M. Travel-time ratios for visits to the workplace: The relationship between commuting time and work duration[J]. Transportation Research Part A, 2002, 36(7): 573-592.
- [22]Sparrowe R T, Linden R C, Wayne S J, et al. Social networks and the performance of individuals and groups[J]. Academy of Management Journal, 2001, 44(2): 316-325.

[23]Wu H.On the basis and predicament of applying organizational support theory to chinese public human resource management[J]. International Journal of Business and Management,2009,3(12):102—105.

Commuting and Loafing: The Field Study of the Impact of Transportation Time on Work Performance

Wei Xiang¹, Liu Wenxia²

(1.National Academy of Economic Strategy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100024, China; 2.Economics Department, Party School of the Central Committee of C.P.C, Beijing 100091, China)

Abstract: Traffic jam has become a major concern in the process of urbanization in China. Much literature at home and abroad has proven that the increase in commuting time results in a reduction in individual work efficiency, thus inducing more loafing. However, these studies almost are based on cross-sectional or static analysis. In contrast, this paper focuses on long-term equilibrium of dynamic game between individuals and enterprises, and proves that the increase in commuting time reduces the whole number of shirkers or lowers general loafing level in the long term. This is because, the increase in commuting time makes more utility losses of shirkers, and at the same time raises the unemployment rate of shirkers in the long term, as a result, in equilibrium, corporate overall loafing level is forced to a lower level, and thereby the overall efficiency of enterprises and cities are improved. Through quantitative analysis of typical factory field tracing data, it verifies the conclusions above. This paper provides the policy implication as follows: traffic concentration in the process of urban agglomeration is conducive to the promotion of the overall urban efficiency in a long term. In the process of urbanization, city managers do not need to shorten the commuting time of residents, but maintain the moderate density of the traffic system and exert the overall efficiency and dynamic optimum of urban density economy.

Key words: commuting time; unemployment rate; loafing; field research

(责任编辑 石头)