

加班、工作量自主权与效用^{*}

——兼论工时约束的存在性

罗连化 周先波

摘要:针对中国劳动力市场中普遍存在的超时加班问题,本文从企业施加工时约束的视角,构建含工时约束的劳动供给—效用框架,分析劳动力的加班决策机制及不同工时约束下加班的效用影响。在理论研究的基础上,进一步利用 CLDS2014 进行了相应的实证检验。研究发现:(1)工时约束在中国劳动力市场中确实普遍存在,劳动力报告的工作量部分自主对应企业施加工时上限约束,劳动力报告的工作量完全非自主对应企业施加了工时下限约束;(2)相比于工作量完全非自主情形,工作量完全自主情形下劳动力的加班时间略少,而工作量部分自主情形下劳动力的加班时间显著更少;(3)工作量自主权能够调节加班时间对劳动力效用水平的影响,完全自主和部分自主情形下加班不会降低劳动力的效用水平,而在完全非自主情形下加班会显著降低劳动力的效用水平。本文还进一步考察了分割市场中工时约束影响的异质性,发现雇主更倾向于对城镇职工和体制内工人施加工时上限约束,对农民工和体制外工人施加工时下限约束,且在下限约束下,加班对体制内工人和城镇职工造成的效用损失更大。本文强调完全的工作量自主权在改善劳动者福利方面能够发挥积极作用,研究结果为促进我国劳动者权益保护提供了一定的经验参考。

关键词:超时加班 工时约束 工作量自主权 工作满意度

一、引言

在我国,超时超强度工作已成为部分劳动者的常态(杨河清、王欣,2015)。由智联招聘联合北京大学社会调查研究中心推出的《2012 年度中国职场人平衡指数调研报告》显示,中国职场人平均每天工作 8.66 小时,比法定工作时间多 0.66 个小时,47.3%的职场人平均每天工作量超过 8 小时,30.3%的职场人平均每天工作量超过 10 小时。目前我国仍处于发展中时期,工作时间仍处于上升阶段(孟续铎、杨河清,2012),并且伴随着人口老龄化,劳动力资源优势逐渐丧失,加班现象可能日趋严峻。在这样的现实背景下,如何有效利用劳动力资源同时又保证劳动力福祉的稳步提高,成为亟待解决的现实问题。

根据新古典劳动供给理论,加班是劳动力在给定工资水平下基于自身禀赋进行效用最大化决策的结果。加班对劳动力效用水平的影响包含了两种方向相反的作用机制:一是劳动替代闲暇产生负向效应,二是加班回报(如收入增加)带来正向效应,最终结果取决于两种机制的权衡。在新古典框架下,劳动力能够自由选择工作时间,加班的正向效应占优。然而,国外早期的实证研究大都发现,加班的负向效用通常大于正向效应,在权衡中占主导地位(Sparks et al,1997;Spurgeon et al,1997;van der Hulst,2003)。加班导致的长时间工作不仅会危害劳动力的身心健康(Sparks et al,1997;

^{*} 罗连化,广东财经大学金融学院,邮政编码:510320,电子邮箱:xiaohua19880518@126.com;周先波,中山大学岭南学院,邮政编码:510275,电子邮箱:zhouxb@mail.sysu.edu.cn。本文受广州市哲学社会科学“十三五”规划项目“加班、自主权与效用:兼论工时约束的存在性”(2018GZGJ53)的资助。感谢匿名审稿专家的意见和建议,文责自负。

van der Hulst, 2003; Dembe et al., 2005; Härmä, 2006), 还进一步导致家庭—工作冲突(Major et al., 2002), 进而降低劳动力的效用水平。

经验研究与新古典理论相悖离的关键原因在于, 新古典框架需具备严苛的前提条件: 劳动力市场是信息完备的, 每个劳动力都面临一系列理想的工作机会, 对现有工作不满意时能够随时转换工作, 从而使实际劳动供给与意愿供给完全匹配。在现实情境中, 这种严苛的前提假定很难成立: 劳动力市场往往是信息不完备的, 并且存在严重的市场分割现象(张凤林、代英姿, 2003; 黄亮、彭璧玉, 2005; Boeri & Ours, 2008)。在与企业签订合约之后, 劳动力就从外部劳动力市场进入了内部劳动力市场, 有关劳动配置、工资决定等活动都是在企业内部通过管理规则或惯例来进行的, 而与外部市场无关(陆铭、陈钊, 1998; 张凤林、代英姿, 2003)。

在内部劳动力市场中, 雇佣关系可以看成是雇主与雇员之间的委托—代理契约关系(李敏, 2002)。由于人员雇佣中许多非工资性成本具有准固定成本特性(Cogan, 1981), 追求利润最大化的雇主会根据生产技术、成本函数以及一定的法律规范去进行员工人数和工作时数的组合决策(伊兰伯格、史密斯, 1999)。同时, 由于信息不对称问题, 雇主难以准确观测每个劳动力的真实产出水平, 通常对同一层次的雇员支付相同的单位小时工资(伊兰伯格、史密斯, 1999; 刘章发、田贵贤, 2017)。对单个雇员来说, 当单位小时工资大于他的边际产出时, 他有延长工作时间以获得溢价收入的动机; 而当单位小时工资小于他的边际产出时, 他有消极怠工以减少实际劳动供给的动机; 为应对潜在的道德风险问题, 当单位小时工资定得相对较低时, 雇主通常要求劳动力的工作时间必须超过一定下限, 对劳动力施加工时下限约束; 而当单位小时工资定得相对较高时, 雇主通常要求劳动力工作时间不能超过一定上限, 对劳动力施加工时上限约束(Lazear, 1981; Zabel, 1993)。

在经验研究方面, 国外已有文献利用劳动力调查数据, 基于劳动力意愿劳动供给、实际工作时间与工资三者之间的关联构建实证模型展开分析, 验证了工时约束在内部劳动力市场中确实广泛存在(Lazear, 1981; Moffitt, 1982; Stewart & Swaffield, 1997; Kahn & Lang, 1995; Sousa-Poza & Henneberger, 2002; Martinez-Granado, 2005; Otterbach, 2010)。工时约束的存在性表明现有理论对劳动供给机制的解释尚且不足(Bryan, 2007), 同时也意味着劳动力市场并未出清, 社会福利仍然存在巨大损失(Bryan, 2007); 如果现实情境中工时约束确实存在, 那么没有考虑工时约束就去估计劳动供给弹性, 得到的实证结果是有偏的(Biddle & Zarkin, 1989), 依据有偏的实证结论制定的供给管理政策就不会那么有效(Kahn & Lang, 1992)。

到目前为止, 国内文献已经对超时加班现象展开了研究。刘林平等(2010)以珠三角地区农民工为研究对象, 分析了农民工超时加班问题, 发现大部分农民工都是自愿加班的, 而增加收入是主因。孟续铎、王欣(2015)基于中国适度劳动研究中心的调研数据, 研究表明接近 2/3 的企业员工存在“过劳”现象。郭正模(2015)总结了企业职工超时工作的四种行为选择: 拒绝超时工作、在提高工资率水平的条件下加时工作、按照原有的工资率水平加时工作、在实际工资率下降情况下加时劳动以获取总收入增加。徐雷等(2017)借助 CGSS2013 数据, 实证研究发现, 劳动合同和工会身份均有助于缩短劳动者的每周工作时间, 并在不同程度上降低加班、非法超时工作的概率。虽然国内相关研究已经起步, 但现有文献大都关注劳动力“超时加班”这一行为结果, 鲜有文献从直接根源——企业施加工时约束的角度, 分析在工时约束限制下劳动力加班的决策机理和效用影响。当然要实现这一研究目的, 关键在于对工时约束的存在性进行验证识别。

由于国内缺乏针对工时约束及劳动力意愿劳动供给的专项调查, 所以很难对工时约束存在性问题进行直接检验。值得庆幸的是, 中山大学社会科学调查中心的中国劳动力动态调查(CLDS)考察了劳动力对雇主施加的各类约束的主观感受——工作自主权, 其中一个维度是工作量自主权, 调查问题为“工作量或工作强度在多大程度上由自己来决定”, 在工作效率相对稳定的前提下, 工作量与工作时间高度正相关, 因此劳动力对工作量强度的主观评价——工作量自主权, 可以作为雇主施加

工时约束的间接量度。

从企业施加工时约束的视角,本文通过对传统的劳动供给模型进行扩展,尝试从理论上刻画劳动力在工时约束下的加班行为,分析工时约束、加班时间、劳动力效用水平与工作量自主权之间的关联。在理论分析的基础上,本文进一步利用2014年中国劳动力动态调查数据,以自评工作满意度作为劳动者效用水平的度量,以工作量自主权作为工时约束的度量,构建相应的实证模型进行检验,并考察了分割市场中工时约束影响的异质性。

相比于以往研究,本文有以下三方面的贡献:首先,在理论上梳理了工时约束下劳动力加班的行为逻辑,并实证检验了工时约束的间接量度——工作量自主权对劳动力加班行为及效用水平的影响,进一步拓展了有关加班问题的研究;其次,通过验证工时约束导致的后果间接证明了工时约束在我国劳动力市场中确实普遍存在,劳动力报告的工作量部分自主对应企业施加工时上限约束,劳动力报告的工作量完全非自主对应企业施加工时下限约束;再次,本文强调了工作量自主权的积极作用,完全的工作量自主权既能保证一定的加班时间供给,又能缓解加班的负面影响。在劳动力资源优势逐渐丧失及劳动者的法制观念和维权意识不断增强的背景下,本文的研究有助于为当下劳动关系的协调和劳动者权益保护提供经验参考。

二、理论框架与研究假说

国外理论文献大都从雇主的角度,论述雇主施加工时约束的原因,仅有少量文献基于劳动力的角度,探讨工时约束对劳动供给的影响。其中,Idson & Robin(2010)对强制加班条款下劳动力加班决策进行了建模。本文在借鉴该模型的基础上,在劳动力效用最大化模型框架中引入工时约束,尝试从理论上刻画中国劳动力的加班行为,考察工时约束、加班决策、劳动者效用和工作量自主权之间的关联。

在新古典框架下,劳动力能够自主进行工作决策,在工作和闲暇之间做出选择,以实现自身效用最大化。借鉴Rätzel(2012),假设工作给劳动力带来的效用分成两部分:负面效用 U (工作替代闲暇产生负面效用)和非货币效用 N (工作带来的安全感、成就感等),劳动力的效用函数为 $V=U(Y-a, b-h)+N(c+h)$ 。其中, Y 代表收入, h 代表加班时间, a 代表生存支出, b 代表可利用的闲暇总时间, c 表示内部劳动力市场中雇佣双方约定俗成的正常工作时间。给定正常工资水平为 w ,设加班工资为 w_0 ,那么劳动力面对的预算约束为: $Y=cw+w_0h+I$,其中 I 代表非劳动收入。劳动力在预算约束和非负约束下最大化效用,等同于求解下述最优化问题:

$$\begin{aligned} \text{Max } V &= U(Y-a, b-h) + N(c+h) \\ \text{s. t. } Y &= cw + w_0h + I \\ h &\geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

根据效用最大化问题,存在保留加班工资水平 w^* ,当实际加班工资 w_0 小于保留加班工资 w^* 时,无差异曲线与预算约束线相交于角点,劳动力最优加班时间为零,即不加班;而当实际加班工资 w_0 大于保留加班工资 w^* 时,无差异曲线与预算约束线相切,劳动力选择加班,最优加班时间为切点处的加班时间 h^* ,且在最优加班时间处,加班时间给劳动力带来的正向效用与负向效用正好相互抵消,加班时间的边际效用影响为0,总效用达到最大值。在新古典框架下,劳动力具有完全的工作量自主权,根据加班工资决定加班与否及加班时间。

上述基于传统劳动—闲暇模型框架的讨论刻画了无工时约束下劳动力的自主加班决策。然而,大量理论和实证研究证实,雇主具有对劳动力的工作时间施以约束的强烈偏好,因而劳动力并不能完全自主地进行工时决策。在中国劳动力市场上,由于劳动供给长期大于需求(刘林平、陈小娟,2010),劳资关系的不平等程度非常严重,雇主在劳资力量博弈中占主导地位(夏小林,2004),不仅有强烈的动机去控制劳动力的工作时间,而且有能力将这种动机转变为现实。

现实中,雇主支付给劳动力的工资水平通常不等于劳动力的边际产出,当单位小时工资小于劳

动力的边际产出时,劳动力有消极怠工以减少实际劳动供给的动机。为应对潜在的道德风险,当单位小时工资定得相对较低时,雇主通常要求劳动力的工作时间必须超过一定下限,对劳动力施加工时下限约束。假设雇主要求劳动力在正常劳动强度下的工作量不少于 H 小时 ($H \geq c$),那么在下限约束下,劳动最大化效用等同于求解下述最优化问题:

$$\begin{aligned} \text{Max } V &= U(Y - a, b - h) + N(c + h) \\ \text{s. t. } Y &= c\omega + \omega_0 h + I \\ h + c &\geq H, \omega_0 < \omega_d \end{aligned} \quad (2)$$

其中, ω_d 是能够激励劳动力自愿加班 $H - c$ 小时的加班工资水平。当加班工资 ω_0 小于 ω_d 时,劳动力按无约束下的效用最优化选择应是加班 $h^* < H - c$ 小时。但在雇主施加工时下限约束下,劳动力完全丧失了工作量自主权,只能被迫加班 $h^{**} = H - c$ 小时。此时,加班带来的效用损失不能由收入增加带来的正向效用所补偿,加班时间对劳动力效用的边际影响为负值 ($\left. \frac{\partial V}{\partial h} \right|_{h=H-c} \leq 0$)。从本质上看,它其实是一种隐性强迫加班,严格说来是违反《劳动法》规定的。但对低收入弱势劳动力群体而言,维权的成本太大,在增收需求和“加班文化”渲染下,弱势劳动力群体只有被动接受不合法的加班安排。

当单位小时工资高于劳动力的边际产出时,劳动力有延长工作时间以获得额外收入的动机。为控制成本,当单位小时工资定得相对较高时,雇主通常要求劳动力工作时间不能超过一定上限,对劳动力施加工时上限约束。假设雇主要求劳动力在正常劳动强度下的工作量不超过 c_1 ($c_1 \leq c + b$),那么在上限约束下,劳动最大化效用等同于求解最优化问题:

$$\begin{aligned} \text{Max } V &= U(Y - a, b - h) + N(c + h) \\ \text{s. t. } Y &= c\omega + \omega_0 h + I \\ h + c &\leq c_1, \omega_0 > \omega_u \end{aligned} \quad (3)$$

其中, ω_u 是恰好激励劳动力自愿加班 $c_1 - c$ 小时的加班工资水平。当加班工资 ω_0 大于 ω_u 时,劳动力按无约束下的效用最优化选择应是加班 $h^* > c_1 - c$ 小时,但在雇主施加的上限约束下,劳动力只具有部分自主性,加班时间被限制为 $h^{**} = c_1 - c$ 小时。此时,加班带来的负向效用完全可由收入增加带来的正向效用所补偿,总效用尚没有达到最大,劳动力愿意工作更长时间以获得更高的收入,加班时间对劳动力效用的边际影响始终为正 ($\left. \frac{\partial V}{\partial h} \right|_{h=c_1-c} \geq 0$)。

当加班工资适中 ($\omega_d \leq \omega_0 \leq \omega_u$) 时,即使雇主施加上、下限约束,但工时约束是软约束,劳动力具有完全自主性,可以自由选择最优加班时间 $h^{**} = h^*$,加班带来的效用损失正好由收入增加带来的正向效用所补偿,加班时间对效用的边际影响在此最优加班时间处 h^{**} 为零,在 h^{**} 的左侧邻域为正,右侧邻域为负。

综上,加班工资和工时约束配套,对应着不同程度的工作量自主权,主导了劳动力的加班时间选择,也决定了加班时间的边际效用影响。

根据上述理论分析,我们提出如下实证假说:

假说 1: 加班时间由工作量自主权和加班工资决定;相比于完全自主情形下的加班时间,完全非自主情形下加班时间相对较长,而部分自主情形下加班时间相对较短;在完全自主和完全非自主情形下,加班时间与加班工资正相关;在部分自主情形下,加班工资对加班时间的正向促进作用受到了一定程度的抑制。

假说 2: 工作量自主权在加班时间对劳动力效用水平的影响中发挥一定的调节作用,在完全自主和部分自主情形下,加班不会降低劳动力的效用水平,而在完全非自主情形下,加班会降低劳动力的效用水平。

三、实证设计

得益于微观调查数据的发展,国外学者自 20 世纪末就开始对加班的效用影响进行实证研究。工作满意度作为劳动主体对所从事工作的主观综合评价,度量了员工对工作的感受及生理和心理上的满足,常被当成劳动力效用水平的代理变量,在这一类研究中被广泛使用。本文以工作满意度作为劳动力效用水平的度量。

本文使用数据来自中山大学社会科学调查中心实施的“中国劳动力动态调查”项目,该调查以 15~64 岁的劳动年龄人口为对象,调查内容涵盖劳动力的教育、就业、劳动权益、职业流动、职业保护与健康、职业满足感和幸福感等诸多信息,为本文的研究提供了理想的数据样本。目前 CLDS 已完成 2011 年广东省试调查、2012 年全国基线调查、2014 年追踪调查和 2016 年追踪调查。但仅 CLDS2012 和 CLDS2014 报告了“工作量自主权”指标,本文主要使用较新的 CLDS2014 数据。

我们的研究对象主要为全职工作的劳动力,因此对 CLDS2014 个体数据原始样本进行如下限定:保留年工作月份大于等于九个月、每月工作天数大于等于 20 天、从业状态为雇员且有固定雇主的劳动力样本。在剔除缺失数据和异常值后,本文最终所用样本个数为 3604 个。

(一)被解释变量

为检验假说 1 和假说 2,我们先分别考察劳动力的加班时间(overtime)和效用水平(jobsas)。

1. 加班时间。CLDS2014 从多个维度记录了劳动力的劳动供给状况。本文选取调查问题“过去一周工作几小时”量度单个劳动力在一定时期内的总劳动供给量。选取的原因如下:一是工作周是一个被广泛接受的统一概念,因而用周工作量量度劳动供给量可以保证单位在不同劳动力个体间的一致性;二是该变量对应的数据缺失最少,因而最为可信。

反映加班时间的调查问题是“您上个月共加班多少小时”。只有存在加班行为的劳动力才会报告具体的加班时间,不存在加班行为的劳动力其加班时间赋值为零。为保持单位一致,我们将月加班时间转化为周加班时间,计算公式为周加班时间=月加班时间÷4。为避免极值影响,本文对周加班时间进行了右侧 1%的截尾处理,并在回归分析中对加班时间变量进行了对数处理。

表 1 报告了劳动力加班情况,35.63%的劳动力存在加班行为,13.16%的劳动力每周加班超过 5 小时,7.5%的劳动力每周加班超过 10 小时,由此可见我国劳动力的超时加班问题依然严重。CLDS2014 统计得到的加班比例和加班时间均低于“2012 年度中国职场人平衡指数调研报告”的统计值,原因可能在于我们选取的研究对象是全职雇佣有稳定工作的劳动力,他们大都属于正规雇佣,非法加班相对较少。

表 1 基于 CLDS2014 的中国劳动力加班时间统计

加班时间(小时/周)	样本数	占比(%)
$\text{overtime}=0$	2320	64.37
$0<\text{overtime}\leq 5$	810	22.48
$5<\text{overtime}\leq 10$	204	5.66
$10<\text{overtime}\leq 20$	193	5.36
$\text{overtime}>20$	77	2.14
总计	3604	100

2. 工作满意度。在中国劳动力动态调查个人问卷(CLDS)中,被访问的劳动力会对目前的工作状况进行整体评价,有非常不满意、不太满意、一般、比较满意、非常满意五个等级,分别赋值为 1、2、3、4 和 5,实际测度得到的工作满意度是一个有序变量。

表 2 报告了劳动力对工作的满意程度。仅有 3.61%的雇员对其工作非常满意,48.17%的雇员对其所从事的工作给出了比较满意的评价,41.34%的雇员对其工作评价一般,5.77%的雇员对其工作不太满意,剩余 1.11%的雇员对其工作非常不满意。总体来说,劳动力对工作的满意程度处于中上水平,仍有待提高。

表2 工作满意度的基本统计

等级	非常不满意	不太满意	一般	比较满意	非常满意
赋值	1	2	3	4	5
样本数	40	208	1490	1736	130
占比(%)	1.11	5.77	41.34	48.17	3.61

(二)关键解释变量

1. 工作量自主权。在 CLDS2014 调查问卷中,量度工作量自主权的调查问题为“在您的工作中,工作量或工作强度在多大程度上由自己来决定?”。有三种可选回答:(1)完全由自己决定;(2)部分由自己决定;(3)完全由他人决定。根据自主权由强至弱的三种类型,分别生成三个虚拟变量:free1(完全自主=1)、free2(部分自主=1)和 free3(完全非自主=1)。

2. 加班工资。量度加班报酬的调查问题为“上个月获得的加班工资是多少?”。根据月加班工资和月加班时间,可获得加班工资水平=月加班工资÷月加班时间。为避免极值影响,对加班工资变量进行了右侧 1%的截尾处理。回归分析时取加班工资的对数值作为解释变量。

表3 关键解释变量的基本统计

	工作量自主权		
	完全自主	部分自主	完全非自主
样本数	647	1659	1298
占比(%)	17.95	46.03	36.02
加班个体的平均加班工资	10.59	11.89	9.26
加班比例(%)	39.26	32.43	37.90
加班个体的平均加班时间	7.08	5.83	7.27

表3 报告了工作量自主权的样本分布情况,以及不同工作量自主权下劳动力的加班情况。样本中能够完全自主决定工作时间的劳动力比例仅为 18%,部分自主和完全非自主的劳动力比例分别为 46%和 36%,说明工时约束在中国劳动力市场中确实普遍存在。对于加班工资,部分自主情形下劳动力的加班工资最高(11.89 元/小时),其次是完全自主情形(10.59 元/小时),完全非自主情形下的加班工资最低(9.26 元/小时)。对于加班比例,完全自主情形下劳动力的加班比例最大(39.26%),完全非自主情形下的加班比例居中(37.9%),而部分自主情形下的加班比例最小(32.43%)。对于加班时间,完全非自主情形下劳动力的加班时间最长(7.27 小时),其次是完全自主情形下(7.08 小时),部分自主情形下的加班时间最短(5.83 小时)。

上述统计结果跟理论推导基本相符:在完全自主情形下,加班工资较高,加班自愿性较强,劳动力在不损害自身效用的前提下争取加班报酬,加班比例最大,加班时间适中;在完全非自主情形下,加班工资较低,加班自愿性较弱,但受制于企业施加的最小工作量约束,劳动力被动加班,实际加班时间往往超过其意愿加班时间,加班比例较大,加班时间最长;在部分自主权下,加班工资很高,加班自愿性很强,但在最大工作量约束下,劳动力的加班意愿受到限制,加班时间往往少于其意愿加班时间,加班比例最小,加班时间最短。我们注意到,尽管完全自主情形下劳动力的加班时间少于完全非自主情形下劳动力的加班时间,但这一差距并不明显,平均只少了约 0.3 小时。

(三)控制变量

1. 正常工作量。正常工作量等于总工作量减去加班时间。周正常工作量的计算公式为:周正常工作量=周工作总量-一周加班时间。为避免极端值影响,本文对正常工作量变量进行了双侧各 1%的截尾处理,然后取其对数。

2. 正常工资水平。CLDS2014 记录了调查个体一年的总工作收入和月加班工资。月正常工资等于一年总工作收入除以工作月份再减去加班工资,用单位小时工资来度量工资水平,则正常工资

水平=月正常工资÷(月工作天数/7×周正常工作量)。为避免极端值影响,本文对正常工资水平变量进行了双侧各1%的截尾处理,然后取其对数。

3. 其他因素。根据理论模型的效用最大化问题可知,影响加班时间和工作满意度的因素除加班工资、正常工作时间、正常工资和工时约束之外,还包括效用偏好,效用偏好通常与个体特征因素有关。结合国内外学术界对工作满意度的研究,我们将其他因素分为以下四个维度:劳动力个体特征(性别、年龄、健康状况、受教育程度)、制度特征(户籍、体制等)、岗位特征(是否管理人员、行业等)。除此之外,我们引入东、中、西部地区虚拟变量,以控制地域因素的影响。

表4给出了控制变量说明及其简单样本统计。劳动力获得的平均正常工资水平约为19元/小时,正常工作量约为46小时/周,平均年龄大约38岁,健康状况大部分在健康以上水平,平均受教育程度为高中水平。其中,男性比例超过一半,管理层的比例达17%,农民工比例约42%,在体制内工作的雇员比例约35%,变量的数据特征都较为符合一般性的认知。

表4 变量的基本统计

变量	定义	平均值	最小值	最大值	标准差
正常工资	正常工资=(年工作收入÷工作月份-月加班收入)÷(4×周正常工作量)	19.10	1.79	104.17	15.44
正常工作量	正常工作量=周总工作量-周加班时间	46.05	12	86.5	11.65
年龄	年龄	37.92	16	65	10.59
性别	男性=1;否则=0	0.56	0	1	0.50
健康	健康、非常健康=1;否则=0	0.74	0	1	0.44
受教育程度	小学及以下=1;初中=2;高中=3;大专=4;大学及以上=5	3.10	1	5	1.27
是否管理层	有直接下属=1;否则=0	0.17	0	1	0.37
户籍	农业户口=1;否则=0	0.42	0	1	0.49
是否体制内	行政(党、军)机关、事业单位、国企=1;否则=0	0.35	0	1	0.48
行业虚拟变量	根据行业大类,生成16个行业虚拟变量				
地区虚拟变量	根据省份,生成东、中、西三个地区虚拟变量				

(四)模型设定

为验证假说1,构建如下Tobit模型:

$$\begin{aligned} \ln overtime_i^* &= \alpha_1 free1_i + \alpha_2 free2_i + \beta_1 \ln o wage_i + \beta_2 \ln o wage_i \cdot free1_i \\ &\quad + \beta_3 \ln o wage_i \cdot free2_i + X_i' \delta + u_i \\ \ln overtime_i &= \max\{0, \ln overtime_i^*\} \end{aligned} \quad (4)$$

其中,下标*i*表示第*i*个体, $\ln overtime_i^*$ 是个体*i*的加班决策依据变量,是一个潜变量, $\ln overtime_i$ 是加班决策结果,是我们观测得到的实际加班时间的对数值; $free1$ 和 $free2$ 是完全自主和部分自主虚拟变量(以完全非自主作为基准组);引入加班工资 $\ln o wage$ 与 $free1$ 和 $free2$ 的交互项 $\ln o wage_i \cdot free1_i$ 和 $\ln o wage_i \cdot free2_i$,用来考察不同工作量自主权下加班工资对加班时间影响的差异; X_i 表示控制变量集合,包括正常工资、正常工作量、年龄等变量; u_i 是随机扰动项。

为验证假说2,构建如下有序回归模型:

$$\begin{aligned} jobsas_i^* &= \alpha_1 free1_i + \alpha_2 free2_i + b_1 \ln overtime_i \cdot free1_i + b_2 \ln overtime_i \cdot free2_i \\ &\quad + b_3 \ln overtime_i \cdot free3_i + \phi \ln o wage_i + X_i' \varphi + v_i \\ jobsas_i &= 1, \text{ if } jobsas_i^* < k_1; jobsas_i = 2, \text{ if } k_1 \leq jobsas_i^* < k_2; \\ jobsas_i &= 3, \text{ if } k_2 \leq jobsas_i^* < k_3; jobsas_i = 4, \text{ if } k_3 \leq jobsas_i^* < k_4; \\ jobsas_i &= 5, \text{ if } jobsas_i^* \geq k_4 \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $jobsas_i^*$ 是个体*i*对工作的满意程度,或称效用水平,是潜变量, $jobsas_i$ 是与潜变量 $job-$

sas_i^* 相对应的显变量,是我们观测得到的工作满意度 5 个等级; $free1$ 和 $free2$ 是完全自主和部分自主虚拟变量(以完全非自主作为基准组);为考察不同工作量自主权下加班时间对劳动力效用影响的差异,即为验证工作量自主权对加班时间与劳动力效用之间关系的调节作用,在模型中引入加班时间 $\ln overtime$ 与 $free1$ 、 $free2$ 和 $free3$ 的交互项 $\ln overtime_i \cdot free1_i$ 、 $\ln overtime_i \cdot free2_i$ 和 $\ln overtime_i \cdot free3_i$; X_i 表示控制变量集合; v_i 是随机扰动项; k_1 至 k_4 是有序模型的阈值。

四、实证结果

(一)工作量自主权对加班时间的影响

采用 Tobit 模型考察工作量自主权与加班工资对加班时间的影响,相关回归结果如表 5 所示。在控制所有其他因素后,部分自主虚拟变量的估计系数显著为负,完全自主虚拟变量的估计系数为负但并不显著,表明相比于工作量完全非自主情形,部分自主情形下劳动力的加班时间显著更少,而完全自主情形下劳动力的加班时间略少;加班工资变量的估计系数显著为正,说明加班工资能够激励劳动力加班,加班工资越高则加班时间越长。加班工资与完全自主交互项的估计系数并不显著,而加班工资与部分自主交互项的估计系数显著为负,说明在部分自主情形下,由于雇主施加了工时上限约束,加班工资对加班时间的正向促进作用受到一定程度的抑制。总的来说,表 5 显示的回归结果验证了假说 1。

表 5 自主权、加班工资对加班时间的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
完全自主	0.0403 (0.413)	-0.1273 (-1.326)	-0.1175 (-1.239)	-0.0927 (-0.823)	-0.0779 (-0.701)
部分自主	-0.2330*** (-3.026)	-0.3655*** (-4.764)	-0.3617*** (-4.762)	-0.2850*** (-3.252)	-0.2770*** (-3.188)
Ln(加班工资)	0.9327*** (31.830)	0.8729*** (30.724)	0.8698*** (30.300)	0.9294*** (20.829)	0.9295*** (20.880)
Ln(加班工资)×完全自主				-0.0445 (-0.622)	-0.0502 (-0.713)
Ln(加班工资)×部分自主				-0.1076* (-1.892)	-0.1120** (-1.995)
Ln(正常工作量)		-1.4461*** (-9.255)	-1.3763*** (-8.877)	-1.4401*** (-9.224)	-1.3687*** (-8.834)
Ln(正常工资)		-0.2763*** (-4.632)	-0.2094*** (-3.434)	-0.2788*** (-4.678)	-0.2115*** (-3.472)
年龄		0.0305 (1.360)	0.0232 (1.042)	0.0305 (1.362)	0.0234 (1.053)
年龄的平方		-0.0006** (-1.980)	-0.0005* (-1.677)	-0.0006** (-1.984)	-0.0005* (-1.690)
性别(男=1)		0.2609*** (3.717)	0.2459*** (3.450)	0.2579*** (3.676)	0.2435*** (3.420)
健康		-0.4475*** (-5.940)	-0.4499*** (-6.043)	-0.4487*** (-5.960)	-0.4508*** (-6.061)
受教育程度		0.1317*** (3.585)	0.1243*** (3.271)	0.1337*** (3.643)	0.1265*** (3.330)
管理层		0.7076*** (8.006)	0.6803*** (7.751)	0.7090*** (8.034)	0.6809*** (7.770)
户籍(农业=1)		0.1181 (1.387)	0.1173 (1.363)	0.1185 (1.392)	0.1175 (1.368)

续表 5

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
体制内		0.0466 (0.583)	0.0552 (0.617)	0.0458 (0.574)	0.0558 (0.623)
行业	N	N	Y	N	Y
地区	N	N	Y	N	Y
常数项	-0.9119*** (-13.025)	4.7721*** (6.062)	4.7220*** (5.640)	4.7087*** (5.980)	4.6632*** (5.571)
LR 检验	1136.43	1397.08	1483.50	1400.72	1487.52
Pseudo_R ²	0.1375	0.1691	0.1795	0.1695	0.1800
样本量	3604	3604	3604	3604	3604

注:括号内为显著性检验 t 值; *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

根据控制变量的估计系数,可知给定工作总量,正常工作量越大,则加班时间越短;正常工资对加班时间产生显著的负向影响,正常工资越高,则劳动力收入越高,加班带来的收入效用相对较小,劳动力的加班意愿较低,加班时间减少;加班时间跟劳动力年龄呈现“倒 U”型关系,U 型顶点大约 25 岁,即在 25 岁之前,随年龄不断增长的生活负担和职业压力促使劳动力努力工作,加班时间更长,而 25 岁之后,出于照顾家庭的需要及职业地位的稳固,劳动力在工作上的拼搏力度随年龄增加而逐渐下降,加班时间随年龄的增大而减少;男性、受教育程度较高、隶属于企业管理层的员工加班时间更长;健康虚拟变量的估计系数显著为负,表明健康与加班时间负相关,这跟常理不符,可能是因为健康变量存在内生性问题,估计系数可能存在较大偏差。

(二)工作量自主权、加班时间与边际效用

采用有序模型考察工作量自主权及加班时间对劳动力效用水平的影响,相关回归结果见表 6。

表 6 自主权、加班时间对劳动力效用的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
完全自主	0.1736*** (3.157)	0.1720*** (3.125)	0.1119* (1.688)	0.1676*** (3.032)	0.1656*** (2.995)	0.0984 (1.478)
部分自主	0.0734* (1.713)	0.0672 (1.563)	0.0069 (0.138)	0.0670 (1.554)	0.0614 (1.418)	-0.0018 (-0.035)
Ln(加班时间)		-0.0332 (-1.341)			-0.0348 (-1.386)	
Ln(加班工资)		-0.0106 (-0.519)	-0.0122 (-0.597)		-0.0039 (-0.188)	-0.0056 (-0.271)
Ln(加班时间)×完全自主			0.0013 (0.028)			0.0065 (0.138)
Ln(加班时间)×部分自主			0.0112 (0.315)			0.0103 (0.287)
Ln(加班时间)×完全非自主			-0.0882*** (-2.608)			-0.0931*** (-2.731)
Ln(正常工作量)	0.0157 (0.179)	-0.0259 (-0.286)	-0.0307 (-0.339)	0.0251 (0.284)	-0.0130 (-0.143)	-0.0186 (-0.205)
Ln(正常工资)	0.2071*** (6.180)	0.1988*** (5.888)	0.1997*** (5.912)	0.1795*** (5.189)	0.1726*** (4.958)	0.1730*** (4.968)
年龄	-0.0408*** (-3.285)	-0.0407*** (-3.274)	-0.0411*** (-3.304)	-0.0348*** (-2.774)	-0.0348*** (-2.776)	-0.0352*** (-2.804)
年龄的平方	0.0007*** (4.553)	0.0007*** (4.502)	0.0007*** (4.537)	0.0006*** (3.919)	0.0006*** (3.892)	0.0006*** (3.925)
性别(男=1)	-0.1704*** (-4.320)	-0.1632*** (-4.119)	-0.1652*** (-4.168)	-0.1556*** (-3.804)	-0.1498*** (-3.652)	-0.1521*** (-3.703)
健康	0.2498*** (5.769)	0.2421*** (5.559)	0.2459*** (5.642)	0.2601*** (5.977)	0.2530*** (5.783)	0.2572*** (5.872)

续表 6

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
受教育程度	0.0614*** (3.007)	0.0608*** (2.969)	0.0606*** (2.958)	0.0327 (1.521)	0.0335 (1.558)	0.0330 (1.532)
管理层	0.3169*** (5.954)	0.3313*** (6.160)	0.3244*** (6.023)	0.3103*** (5.767)	0.3238*** (5.956)	0.3166*** (5.814)
户籍(农业=1)	0.0906* (1.900)	0.0970** (2.028)	0.0987** (2.064)	0.0537 (1.096)	0.0578 (1.178)	0.0595 (1.212)
体制内	0.0457 (1.007)	0.0432 (0.951)	0.0445 (0.979)	-0.0237 (-0.458)	-0.0232 (-0.448)	-0.0230 (-0.443)
行业	N	N	N	Y	Y	Y
地区	N	N	N	Y	Y	Y
阈值 k ₁	-1.7524*** (-3.967)	-1.9695*** (-4.330)	-2.0315*** (-4.458)	-2.0486*** (-4.303)	-2.2385*** (-4.586)	-2.3022*** (-4.709)
阈值 k ₂	-0.9158** (-2.084)	-1.1324** (-2.502)	-1.1923*** (-2.630)	-1.2091** (-2.551)	-1.3984*** (-2.878)	-1.4597*** (-3.000)
阈值 k ₃	0.5938 (1.352)	0.3782 (0.836)	0.3202 (0.707)	0.3146 (0.664)	0.1262 (0.260)	0.0670 (0.138)
阈值 k ₄	2.5195*** (5.716)	2.3049*** (5.081)	2.2476*** (4.947)	2.2641*** (4.769)	2.0764*** (4.269)	2.0181*** (4.143)
LR 检验	272.07	276.10	281.84	332.96	336.10	342.52
Pseudo_R ²	0.0359	0.0364	0.0372	0.0439	0.0443	0.0452
样本量	3604	3604	3604	3604	3604	3604

注:括号内为显著性检验 Z 值;*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

根据第(1)(2)(4)(5)栏的回归结果,我们发现完全自主虚拟变量的估计系数为正,且在 1%的水平下显著,说明完全的工作量自主权能够提高劳动力的效用水平;部分自主虚拟变量的估计系数为正,但在控制行业因素后不再显著,说明工作量部分自主对劳动力效用水平的直接提升作用在统计上不显著;加班时间和加班工资的估计系数均为负数,且均不显著,说明加班的负向影响占优,但这种负向影响在统计上并不显著。

为考察自主权在加班时间对劳动力效用影响中所发挥的调节作用,在有序模型中引入加班时间与自主权的交互项,实证结果为表 6 中的第(3)(6)栏。加班时间与完全自主交互项、加班时间与部分自主交互项的估计系数均为正,但均不显著,加班时间与完全非自主交互项的估计系数为负,且在 1%的水平下显著。交互项的系数差异表明工作量自主权能够调节加班时间的效用影响,工作量完全自主或部分自主时,加班不会降低劳动力的效用水平,而当工作量完全非自主时,加班会显著降低劳动力的效用水平。

表 7 边际概率效应分析

	jobsas=1	jobsas=2	jobsas=3	jobsas=4	jobsas=5
完全自主	-0.0028 (-1.469)	-0.0098 (-1.497)	-0.0251 (-1.501)	0.0301 (1.502)	0.0075 (1.493)
部分自主	0.0003 (0.185)	0.0009 (0.185)	0.0024 (0.185)	-0.0028 (-0.185)	-0.0007 (-0.185)
Ln(加班工资)	0.0001 (0.173)	0.0003 (0.173)	0.0009 (0.173)	-0.0011 (-0.173)	-0.0003 (-0.173)
Ln(加班时间)×完全自主	-0.0000 (-0.035)	-0.0002 (-0.035)	-0.0004 (-0.035)	0.0005 (0.035)	0.0001 (0.035)
Ln(加班时间)×部分自主	-0.0003 (-0.286)	-0.0010 (-0.286)	-0.0026 (-0.286)	0.0031 (0.286)	0.0008 (0.286)
Ln(加班时间)×完全非自主	0.0027*** (2.625)	0.0093*** (2.782)	0.0240*** (2.811)	-0.0288*** (-2.816)	-0.0072*** (-2.755)

续表 7

	jobsas=1	jobsas=2	jobsas=3	jobsas=4	jobsas=5
Ln(正常工作量)	0.0005 (0.184)	0.0016 (0.184)	0.0042 (0.184)	-0.0051 (-0.184)	-0.0013 (-0.184)
Ln(正常工资)	-0.0053*** (-4.415)	-0.0187*** (-5.305)	-0.0480*** (-5.573)	0.0576*** (5.589)	0.0144*** (5.174)
年龄	0.0011*** (2.796)	0.0037*** (2.998)	0.0096*** (3.042)	-0.0115*** (-3.042)	-0.0029*** (-2.979)
年龄的平方	-0.0000*** (-3.590)	-0.0001*** (-4.040)	-0.0002*** (-4.152)	0.0002*** (4.154)	0.0000*** (3.991)
性别(男=1)	0.0044*** (3.434)	0.0155*** (3.782)	0.0399*** (3.875)	-0.0478*** (-3.884)	-0.0119*** (-3.728)
健康	-0.0070*** (-4.516)	-0.0248*** (-5.542)	-0.0637*** (-5.825)	0.0765*** (5.846)	0.0191*** (5.374)
受教育程度	-0.0008 (-1.276)	-0.0027 (-1.291)	-0.0070 (-1.294)	0.0084 (1.295)	0.0021 (1.288)
管理层	-0.0088*** (-4.556)	-0.0311*** (-5.548)	-0.0799*** (-5.883)	0.0959*** (5.884)	0.0240*** (5.441)
户籍(农业=1)	-0.0022 (-1.591)	-0.0078 (-1.627)	-0.0200 (-1.633)	0.0240 (1.634)	0.0060 (1.621)
体制内	0.0009 (0.655)	0.0033 (0.658)	0.0085 (0.658)	-0.0103 (-0.658)	-0.0026 (-0.657)
行业	Y	Y	Y	Y	Y
地区	Y	Y	Y	Y	Y

注:括号内为显著性检验 Z 值;*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

我们计算有序模型的边际概率影响以进一步测量不同工作量自主权下加班时间对劳动力效用的边际影响程度,如表 7 所示。由于工作满意度所有值的概率之和为 1,解释变量对工作满意度各等级的边际影响之和为 0,故工作满意度取值 1~3 的边际概率效应与取值 4~5 符号正好相反,我们不妨重点分析工作满意度为比较满意(jobsas=4)和非常满意(jobsas=5)的边际概率。当工作量完全自主或部分自主时,加班时间对劳动力取得较高工作满意度的概率(或可能性)影响并不具有统计显著性;而当工作量完全非自主时,加班时间每增加 10%(全样本平均加班时间约 2 小时/周,增加 10%意味着平均增加 0.2 小时/周),劳动力对工作的满意程度为比较满意(jobsas=4)和非常满意(jobsas=5)的可能性将分别降低 0.288%和 0.072%。

总的来说,表 6、表 7 的实证结果验证了假说 2。

根据表 6 控制变量的估计系数,我们还可以得到如下结论:正常工作量的估计系数未达到统计意义显著,说明正常工作量对工作满意度没有显著影响;正常工资水平的估计系数显著为正,即正常工资水平越高,劳动力对工作越满意;年龄与工作满意度呈“倒 U”型关系,刚进入职场的员工通常对工作怀有更多热情,工作满意度相对较高,一段时期之后热情消失,工作带来的疲乏感使工作满意度随之下降,但随着年龄的进一步增长,劳动力逐渐倾向于安于现状,并且伴随着职业地位的提高,工作满意度又逐渐呈现出上升趋势;男性的工作满意度显著低于女性,这与国外相关研究一致(Clark, 1997),因为女性对工作的期望普遍低于男性,所以更容易从工作中获得满足;相比于健康程度一般或不健康的个体,身体健康的劳动力更容易找到好工作,并且能够从工作中获得物质及精神上的满足,他们对工作的满意程度显著更高;是否管理层虚拟变量的估计系数显著为正,说明管理层的工作满意度显著高于普通职工,可能缘于管理层职工能够从工作中获得更多成就感;受教育程度及户籍对工作满意度的影响在引入行业虚拟变量之后变得不显著,可能原因是受教育程度及户籍直接影响了劳动力所处行业,通过行业因素对工作满意度产生间接影响。

五、分割市场中工时约束影响的异质性

我国劳动力市场表现出明显的制度性分割:户籍分割和所有制分割。相比于城镇职工和体制内工人,农民工和体制外工人的人力资本偏低,一定程度上缺乏正规体制保护,在劳动力市场上的就业

能力和谈判能力较弱,在劳资关系中处于弱势地位。因此,相比于城镇职工和体制内工人,农民工和体制外工人更可能被雇主压低工资,并施加工时下限约束。同时,农民工和体制外工人的禀赋和偏好也不同于城镇职工和体制内工人,他们的家庭财富(非农收入)相对较少,对工资收入的依赖程度更高,在同等工资水平下愿意提供更多劳动供给,对工时约束的容忍度可能较高。

表8统计了样本中城镇职工和农民工、体制内工人和体制外工人的工作量自主权分布情况和平均加班时间。50%以上的城镇职工和体制内工人报告了工作量部分自主,可见对在劳动力市场上具有谈判优势的城镇职工和体制内工人,雇主更倾向于给予相对较高的加班工资并施加工时上限约束。相比于城镇职工和体制内工人,农民工和体制外工人报告工作量完全非自主的比例明显更高,表明他们更可能被雇主施加工时下限约束。平均来看,农民工和体制外工人的加班时间更长。

根据户籍和体制对样本进行分组回归,先考察分割市场中工时约束对加班时间影响的差异,结果见表9。农民工和体制外工人样本组的加班工资估计系数更大,说明相比于城镇职工和体制内工人,农民工和体制外工人更容易受加班工资激励从而提供更多的加班时间供给。加班工资与部分自主交互项的估计系数仅在城镇职工和体制内工人样本组显著为负,表明企业施加的工时上限约束对城镇职工和体制内工人非常有效。企业在给予城镇职工和体制内工人充分收入补偿的前提下诱使城镇职工和体制内工人提供额外的加班时间,并利用工时上限约束将加班时间限制在一定范围内。

表8 分割市场中劳动力的工作量自主权和平均加班时间统计

	工作量完全自主	工作量部分自主	工作量完全非自主	加班个体的加班时间
城镇职工	15.13%	52.68%	32.18%	1.52
农民工	21.83%	36.87%	41.29%	1.95
体制内工人	13.23%	52.20%	34.57%	1.54
体制外工人	20.52%	42.67%	36.80%	1.79

表9 分割市场中工时约束对加班时间影响

被解释变量:Ln(加班时间)	按户籍分组		按体制分组	
	城镇职工	农民工	体制内工人	体制外工人
完全自主	0.0729 (0.517)	-0.2199 (-1.249)	-0.2759 (-1.478)	0.0810 (0.587)
部分自主	-0.1996* (-1.936)	-0.4625*** (-2.973)	-0.2376* (-1.899)	-0.3177*** (-2.694)
Ln(加班工资)	0.8181*** (13.363)	1.0241*** (15.617)	0.8855*** (11.218)	0.9644*** (17.745)
Ln(加班工资)×完全自主	-0.1221 (-1.265)	0.0426 (0.413)	-0.0485 (-0.369)	-0.0932 (-1.114)
Ln(加班工资)×部分自主	-0.1468** (-1.979)	0.0297 (0.335)	-0.3093*** (-3.199)	-0.0094 (-0.135)
其他控制变量	Y	Y	Y	Y
LR 检验	727.69	808.95	446.20	1094.70
Pseudo_R ²	0.1567	0.2254	0.1560	0.2031
样本量	2088	1516	1270	2334

注:括号内为显著性检验t值;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

进一步考察分割市场中加班时间的边际效用影响是否存在差异,分组回归结果见表10。加班时间与完全自主交互项、加班时间与部分自主交互项的估计系数始终不显著,说明在工作量完全自主及部分自主情形下,加班不会降低劳动力的效用水平。加班时间与完全非自主交互项的估计系数始终为负值,按系数绝对值大小及显著性排序为:体制内工人>城镇职工>农民工>体制外工人,表明在工作量完全非自主情形下,加班的负向效用占优,且加班对体制内工人和城镇职工造成的效用损失更大,对农民工和体制外工人造成的效用损失相对较小。这与前文的分析一致,相比于城镇职工和体制内工人,农民工和体制外工人对工资收入高度依赖,同等工资水平下他们愿意提供更多劳动供给,对工时下限约束的容忍度也较高。

表 10 分割市场中加班时间的边际效用影响

被解释变量:工作满意度	按户籍分组		按体制分组	
	城镇职工	农民工	体制内工人	体制外工人
完全自主	0.0424 (0.447)	0.1294 (1.311)	-0.1416 (-1.130)	0.2030*** (2.477)
部分自主	-0.0084 (-0.127)	0.0125 (0.155)	-0.1851*** (-2.179)	0.1006* (1.584)
Ln(加班工资)	-0.0175 (-0.678)	0.0056 (0.174)	-0.0092 (-0.264)	-0.0031 (-0.121)
Ln(加班时间)×完全自主	0.0780 (1.025)	-0.0402 (-0.626)	0.0579 (0.550)	-0.0156 (-0.281)
Ln(加班时间)×部分自主	0.0248 (0.519)	-0.0079 (-0.148)	0.0616 (1.018)	-0.0122 (-0.278)
Ln(加班时间)×完全非自主	-0.1030** (-1.903)	-0.0855** (-1.798)	-0.1525*** (-2.374)	-0.0663* (-1.526)
其他控制变量	Y	Y	Y	Y
LR 检验	210.65	140.98	131.27	235.91
Pseudo_R ²	0.0499	0.0442	0.0507	0.0457
样本量	2088	1516	1270	2334

注:括号内为显著性检验 Z 值;*、**、***和****分别表示在 15%、10%、5%和 1%的水平上显著。

六、结论与启示

新古典劳动供给理论的一个隐含假设是劳动力能够完全自主地进行工作决策,然而国外大量理论和实证研究证实,雇主具有对劳动力的工作时间施以约束的强烈偏好,因而劳动力并不能完全自主地进行工时决策。根据中国劳动力市场现实状况,本文从企业施加工时约束的视角,在传统的劳动供给模型中加入工作时间约束。理论推导证明,加班时间由工时约束和加班工资共同决定。无工时约束时劳动力拥有完全的工作量自主权,如若加班,则加班完全出于自愿;工时长限约束会使劳动力丧失自主权,此时劳动力可能被迫加班,或被动延长加班时间;工时长限约束下劳动力只有部分自主权,超自愿加班的劳动力将不得不被动减少工作时间。相应地,加班对劳动力效用水平的影响如下:在工作量完全自主或部分自主情形下,自愿加班不会降低劳动力的效用水平;而在工作量完全非自主情形下,非自愿加班会降低劳动力的效用水平。本文利用 2014 年中国劳动力动态调查(CLDS)数据,以自评工作满意度作为劳动者效用水平的度量,以工作量自主权作为工时约束的度量,构建实证模型验证不同工时约束下劳动力的加班行为和效用水平,实证结果与理论推导基本一致。

还进一步考察分割市场中工时约束影响的异质性发现:(1)雇主更倾向于对在劳动力市场上具有谈判优势的城镇职工和体制内工人施加工时上限约束,对在劳动力市场上缺乏优势和正规制度保护的农民工和体制外工人施加工时下限约束;(2)相比于城镇职工和体制内工人,农民工和体制外工人更容易受加班工资激励从而提供更多的加班时间供给;(3)在工作量完全非自主情形下,加班对体制内工人和城镇职工造成的效用损失更大,对农民工和体制外工人造成的效用损失相对较小。

基于此,可得到以下启示:首先,应该发挥完全的工作量自主权在改善劳动者福利方面的积极作用。在完全的工作量自主权下,劳动力自愿提供的加班时间不会显著少于非自主情形下劳动力的非自愿加班时间,且加班不会给劳动力带来效用损失。因此,在现实生活中,企业应充分认识到工作量自主权的积极作用,在合理的加班工资水平下尽可能赋予劳动力对工作量的自主掌控权,充分调动员工的劳动积极性,激励员工主动增加工作时间。这种方式既有利于企业获得足够的劳动供给,也可以兼顾职工的效益,从而实现雇佣双方的双赢。其次,抑制过劳问题要从规范企业行为出发。企业施加工时下限约束是劳动力被迫加班的主因,并且在我国劳动力市场中,工时下限约束非常普遍,在农民工和体制外工人人群中尤为严重。只有从企业层面加强《劳动法》的执行力度,规范企业的用

工制度,引导企业内部雇佣关系的协调,才能缓解超时加班问题,从而有效保护劳动者权益。再次,推进劳动力市场改革,逐步消除劳动力市场分割。市场分割阻碍了劳动力的自由流动,为企业施加工时约束提供了条件,是非自愿加班问题产生的根源。政府应推进劳动力市场改革,逐步取消妨碍劳动力流动的体制安排,建立完善的劳动力中介市场,促进劳动力在内外部市场有效流动,为劳动力自主择业与就业创造良好的市场环境。

参考文献:

- 郭正模,2015:《中国特色的企业超时用工能算“体面劳动”吗——超时用工及企业内部劳动力市场交易双方的行为分析》,《社会科学研究》第4期。
- 黄亮 彭璧玉,2005:《劳动力市场搜寻理论新进展》,《经济学动态》第9期。
- 李敏,2002:《契约管理:雇主与雇员间契约的期限研究》,《学术研究》第7期。
- 刘林平 陈小娟,2010:《制度合法性压力与劳动合同签订——对珠三角农民工劳动合同的定量研究》,《中山大学学报(社会科学版)》第1期。
- 刘林平 张春泥 陈小娟,2010:《农民的效益观与农民工的行动逻辑——对农民工超时加班的意愿与目的分析》,《中国农村经济》第9期。
- 刘章发 田贵贤,2017:《信息不对称、劳资议价与均衡工资决定》,《经济评论》第4期。
- 陆铭 陈钊,1998:《内部劳动力市场理论评述》,《经济学动态》第6期。
- 孟续铎 王欣,2014:《企业员工“过劳”现状及其影响因素的研究——基于“推一拉”模型的分析》,《人口与经济》第3期。
- 孟续铎 王欣,2015:《企业员工超时工作成因与劳动时间特征》,《经济与管理研究》第12期。
- 孟续铎 杨河清,2012:《工作时间的演变模型及当代特征》,《经济与管理研究》第12期。
- 夏小林,2004:《私营部门:劳资关系及协调机制》,《管理世界》第6期。
- 徐雷 屈沙 杜素珍,2017:《劳动合同、工会身份与劳动者权益保障——基于CGSS2013数据的验证》,《财经论丛》第1期。
- 杨河清 王欣,2015:《过劳问题研究的路径与动向》,《经济学动态》第8期。
- 伊兰伯格 史密斯,1999:《现代劳动经济学:理论与公共政策(第六版)》,中国人民大学出版社。
- 张凤林 代英姿,2003:《西方内部劳动力市场理论评述》,《经济学动态》第7期。
- Biddle, J. E. & G. A. Zarkin(1989), “Choice among wage-hours packages: An empirical investigation of male labor supply”, *Journal of Labor Economics* 7(4):415—437.
- Boeri, T. & J. V. Ours(2008), *The Economics of Imperfect Labor Markets*, Princeton University Press.
- Bryan, M. L. (2007), “Free to choose? Differences in the hours determination of constrained and unconstrained workers”, *Oxford Economic Papers* 59(2):226—252.
- Clark, A. E. (1997), “Job satisfaction and gender: Why are women so happy at work?”, *Labour Economics* 4(4):341—372.
- Cogan, J. F. (1981), “Fixed costs and labor supply”, *Econometrica* 49(4):945—963.
- Dembe, A. E. et al(2005), “The impact of overtime and long work hours on occupational injuries and illnesses: New evidence from the United States”, *Occupational and Environmental Medicine* 62(9):588—597.
- Härmä, M. (2006), “Workhours in relation to work stress, recovery and health”, *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health* 32(6):502—514.
- Idson, T. L. & P. K. Robins(2010), “Determinants of voluntary overtime decisions”, *Economic Inquiry* 29(1):79—91.
- Kahn, S. & K. Lang(1992), “Constraints on the choice of work hours: Agency versus specific-capital”, *Journal of Human Resources* 27(4):661—678.
- Kahn, S. & K. Lang(1995), “The causes of hours constraints: Evidence from Canada”, *Canadian Journal of Economics* 28(4a):914—928.
- Lazear, E. P. (1981), “Agency, earnings profiles, productivity, and hours restrictions”, *American Economic Review* 71(4):606—620.
- Lee, B. Y. et al(2015), “Work hour congruence: The effect on job satisfaction and absenteeism”, *International Journal of Human Resource Management* 26(5):657—675.
- Major, V. S. et al(2002), “Work time, work interference with family, and psychological distress”, *Journal of Ap-*

- plied Psychology* 87(3):427—436.
- Martinez-Granado, M. (2005), “Testing labour supply and hours constraints”, *Labour Economics* 12(3):321—343.
- Moffitt, R. (1982), “The Tobit model, hours of work and institutional constraints”, *Review of Economics and Statistics* 64(3):510—515.
- Otterbach, S. (2010), “Mismatched between actual and preferred work time: Empirical evidence of hours constraints in 21 countries”, *Journal of Consumer Policy* 33(2):143—161.
- Rätzel, S. (2012), “Labour supply, life satisfaction, and the (dis)utility of work”, *Scandinavian Journal of Economics* 114(4):1160—1181.
- Sousa-Poza, A. & F. Henneberger(2002), “An empirical analysis of working-hours constraints in twenty-one countries”, *Review of Social Economy* 60(2):209—242.
- Sparks, K. et al(1997), “The effects of hours of work on health: A meta-analytic review”, *Journal of Occupational and Organizational Psychology* 70(4):391—408.
- Spurgeon, A. et al(1997), “Health and safety problems associated with long working hours: A review of the current position”, *Occupational and Environmental Medicine* 54(6):367—375.
- Stewart, M. B. & J. K. Swaffield(1997), “Constraints on the desired hours of work of British men”, *Economic Journal* 107(441):520—535.
- van der Hulst, M. (2003), “Long workhours and health”, *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health* 29(3):171—188.
- Zabel, J. E. (1993), “The relationship between hours of work and labor force participation in four models of labor supply behavior”, *Journal of Labor Economics* 11(2):387—416.

Overtime, Workload Autonomy and Utility of Workers, with Discuss on Hours Constraints

LUO Lianhua¹ ZHOU Xianbo²

(1. Guangdong University of Finance & Economics, Guangzhou, China;

2. Sun Yat-sen University, Guangzhou, China)

Abstract: Focusing on the prevalence of overtime in the Chinese labor market, this paper builds a “labor supply-utility” model with hours constraints to analyze laborers’ decisions on working overtime and the impact of overtime on laborers’ utility. We also utilize the 2014 China Labor-force Dynamics Survey data for empirical tests. The results show that: (1) Hours constraints are common in the Chinese labor market. Employees reporting no workload autonomy face a lower limit constraint while employees reporting partial workload autonomy face an upper limit constraint. (2) Compared with overtime working hours of employees without any workload autonomy, those of employees enjoying full workload autonomy are slightly shorter and those of employees having partial workload autonomy are significantly shorter. (3) Workload autonomy affects the relationship between overtime and laborers’ utility. Overtime with full or partial workload autonomy does not reduce laborers’ utility while overtime with no workload autonomy does significantly reduce laborer’s utility. We further investigate the heterogeneous effects of hours constraints in segmented labor markets. The results show that employers tend to impose a lower limit constraint on urban workers and employees in the traditional system and an upper limit constraint on migrant workers and employees outside the traditional system. Under the upper limit constraints, overtime is more harmful to urban workers and employees in the traditional system. This paper highlights that the full workload autonomy can play a positive role in improving the welfare of workers, and the research results provide references for promoting workers’ rights.

Keywords: Overtime; Hours Constraints; Workload Autonomy; Job Satisfaction

(责任编辑:陈建青)

(校对:何伟)