

## 流动人口短暂加班的工资效应研究

曾永明 吴琼\*

**内容提要** 已有研究关注劳动者“过度加班”的后果，本文主要探讨每周 44 小时法定标准工作时长临界处适度的短暂加班能否实现“时间换金钱”。本文基于全国流动人口动态监测调查数据，采用断点回归方法识别短暂加班的工资效应。研究发现，短暂加班对流动人口的工资收入具有显著的正向效应，断点有效性检验、安慰剂检验和带宽敏感性检验均显示结果稳健。异质性分析发现，短暂加班对男性、非农户籍、高学历和雇主群体有显著正向工资效应，而对女性、农业户籍、低学历和雇员群体并未带来“时间换金钱”的效应。与超长加班不同，短暂加班并没有造成显著的健康负向效应，相反会促进收入和健康的增加的双赢。本文还发现，健康是影响流动人口工资的传导机制，育儿意愿对工资收入具有调节作用。本文的实证分析结果告诉我们，需要更加理性地看待加班现象及其影响。

**关键词** 短暂加班 工资收入 流动人口 局部效应 断点回归

### 一 引言

近年来，劳动者平均工作时间超过法定工作时间的“加班现象”引起广泛关注。根据国家统计局 2021 年 12 月发布的工作时长数据，全国企业就业人员实际每周平均工

\* 曾永明，江西财经大学经济学院，电子邮箱：zengyongming@jxufe.edu.cn；吴琼，江西财经大学经济学院，电子邮箱：17775460818@163.com。本文得到国家自然科学基金地区科学基金项目“邻里效应对流动人口相对贫困的影响机制与治理策略研究——以赣南革命老区外出流动人口为例”（项目编号：72064018）、教育部人文社会科学研究青年基金项目“长江经济带流动人口时空格局演变及其对区域均衡发展的作用机制研究”（项目编号：18YJC790006）的资助。

作时间为 47.8 小时,《中华人民共和国劳动法》(简称《劳动法》,2018 年修订版)规定,劳动者每日工作不超过 8 小时,平均每周工作不超过 44 小时。现实中,劳动者实际工作时间超过法律规定的名义工作时间的现象普遍。比如曾一度引起争议的“996”工作制(早上 9 点上班、晚上 9 点下班,一周工作 6 天)反映了互联网企业盛行的加班文化,其中部分企业甚至将无薪加班视为企业文化的一部分,加班时间已经成为衡量员工是否敬业和优秀的潜在标准(高雅、郭星华,2022)。

然而,部分劳动群体超时长工作并不必然带来工资的提高。Camerer et al.(1997)实证研究发现,根据纽约出租车司机劳动供给情况,并没有出现工作时长增加工资率就上升的情况,两者是一种显著的负相关关系。超时长工作尤其是无偿的、非自愿加班,降低了青年就业者的幸福感、获得感和安全感(聂伟、风笑天,2020)。各种现实引起了人们的反思,但是“热议”过后,实际情况并没有改变。尽管人们清楚地意识到过度加班和无薪加班违反了《劳动法》,但更多的人仍然认为加班是一种市场行为。如果员工不遵守企业加班的要求,他们将面临失去工作机会的风险。

目前,大部分文献对于加班效应所关注的是超时长工作与健康状况之间的关系。长时间处于工作状态极大影响了从业者个体的心理健康和身体健康,显著降低了个体的心理状态,员工的幸福感会呈现下降的趋势(崔景怡等,2020)。加班行为降低了员工的工作安全感(于坤、刘晓燕,2017),并且对体制内劳动者的工作满意度影响更大(王金水、方长春,2022)。超过一定限度的工作会对劳动者的健康产生损害(徐海东、周皓,2021),不仅会引发心理压力和精神疲劳,还会导致更高的发病风险。比如与正常工作时长相比,每天工作超过 11 小时,患心肌梗死的风险高出 3 倍,患非胰岛素依赖型糖尿病的风险高出 4 倍;每周工作超过 60 小时导致残疾退休(disability retirement)风险几乎增加 3 倍(Härmä,2003)。超时长工作与生理变化和健康行为变化存在关联(van der Hulst,2003),也是造成睡眠时间缩短和入睡困难的危险因素(Virtanen et al.,2009),更会使得劳动者容易患上严重的抑郁症(Virtanen et al.,2012);从事经常涉及加班或者延长工作时间的工会增加遭受职业伤害或疾病的风险,即使在控制了“有受伤风险”的全部工作时间之后,受伤的风险也会随着工作时间的增加而增加(Dembe et al.,2005),超时长工作的员工与正常工作时长的员工相比,医学证明的疾病风险率高 1.5~1.6 倍,心理困扰和健康状况不佳的概率比没有此类经历的人高 3.6~6.5 倍(Härmä,2006)。在欧盟,加班工作超过欧盟工作时间限制的员工患病的平均风险略高于正常工作时间的员工(Hannerz & Albertsen,2016);在日本,大量加班会使得一些行业的男性员工血压升高,使得其健康状况大大下降,增加

患病风险 (Nakamura et al., 2012)。

长时间加班会带来明显的健康负效应,而加班行为是否能换来工资提升作为补偿也存在争论。现有关于加班工资效应的研究涉及到农民工弱势群体与一些技术门槛较低的行业。企业通过增加工人的劳动时间,提高单位时间内的劳动强度来降低成本,“受害者”无疑是劳动者一方。工作时间的延长使得农民工群体工资得到提升,但是提升幅度并不是很明显(于坤、刘晓燕,2017),因为农民工没有足够的文化知识水平,其技能水平比较低下(郭正模,2015),在岗位高替代性压力下,只有通过高工作时长来换取高工资(孔庆洋等,2014)。其中,青年农民工平均每月工时达到 225 小时,无论加班时间还是加班强度均远高于受过高等教育的员工,这就迫使他们必须依赖高工作时长来提高工资收入(孙中伟、黄婧玮,2021)。在劳动法设定标准工时的情况下,标准工时尽管有效降低了城镇雇员超时工作的概率,但是雇员月收入却出现了一定程度下降,只有在超时工作的情况下才会提高月收入(张学志等,2020)。在技术门槛较低的行业,长时间的加班并没有给雇员带来工资的提高,受益者是雇主一方(高雅、郭星华,2022)。

总体而言,现有大多数文献所关注的是工作时间特别长的人群,更多体现的是“超长”加班的被动无奈性。相当一部分文献讨论劳动者处在超时长工作状态中(孟续铎,2013),在长期疲劳的状态下仍然提供超时、超强度劳动的行为(王丹,2010),并在此基础上研究超时长工作下的工资收入效应与健康效应,但是鲜有文献研究加班的“临界点”44 小时附近的局部效应,即短暂或适度加班的工资效应。事实上,短暂加班行为是劳动力市场更加普遍的现象,不像超时长加班的“压力所迫”,更经常的情况是“把手头工作做完,晚点回家”的职业态度和主动选择。现有文献对超时长加班负向效应的研究可能会掩盖适度加班的正向效应,这是本文研究加班临界点局部效应的意义所在。同时,不管是主动加班还是被动,完成工作并以时间换金钱的“主观”目的是是一致的,但主观意愿能否实现并没有统一的研究结果,即加班的工资效应可能存在异质性,现有文献未能区分相对优势群体与相对弱势群体的收益差别,对比分析不足。另外,短暂加班与工资效应的传导过程和机制分析也有待补充。

基于此,本文可能的边际贡献有以下几点:第一,研究加班的临界点即短暂加班的工资效应,跳出超时长加班研究定势和加班完全是被迫选择结果的假定。由于是研究短暂加班的局部效应,传统最小二乘(OLS)等方法难以精准估计其工资效应,本文运用断点回归(RD)方法来识别因果效应,研究短暂加班的局部平均处理效应,以

此解决内生性问题。第二，鉴于相关议题研究结论的不统一，本文借助异质性分析，区分不同群体短暂加班的工资效应差异。第三，借助中介变量和调节变量，提供短暂加班对工资效应的传导机制。本文剩余部分安排如下：第二部分为本文的理论框架与研究假说；第三部分为数据、变量与方法；第四部分为实证结果分析，进行相应的稳健性检验和异质性分析以及机制分析；第五部分是结论和建议。

## 二 理论机制与研究假说

传统新古典理论关于劳动供给与劳动工资关系的模型认为，劳动供给是受工资的替代效应与收入效应共同影响的，在低收入水平上，替代效应作用强于收入效应，劳动供给随着工资收入上升而增加；在高收入水平上，收入效应作用强于替代效应，劳动供给随着工资收入上升而减少；因此，劳动供给曲线上升到一定程度往往呈现出向后弯折的情形。然而，对于普通工作者来说，新古典模型中劳动供给曲线不适合其劳动供给与效应水平之间的关系，劳动供给的拐点在现实中难以达到。根据前景理论（Kahneman & Tversky, 1979），劳动者的效用函数受到收入绝对值和参考点的双重影响。劳动供给“参考依赖”于多方面因素，既要考虑工作时长和工资率，还会预先产生对工作时长和工资率的预期值作为参考点。实际实现的值与参考点之间的关系将会影响人们的效用和工资。借鉴 Crawford & Meng（2011）的效用函数模型：

$$V(I, H | I', H') = (1 - \rho)(U_1(I) + U_2(H)) + \rho R(I, H | I', H') \quad (1)$$

其中， $U$  为传统效用函数（消费效用）， $R$  为前景理论中的效用函数（获得 - 损失效用）， $V$  为  $U$  和  $R$  的加权平均， $0 \leq \rho \leq 1$  为权重。其中  $R$  的表达式为：

$$R(I, H | I', H') = 1_{I-I' \leq 0} \lambda (U_1(I) - U_1(I')) + 1_{I-I' > 0} (U_1(I) - U_1(I')) \\ + 1_{H-H' \geq 0} \lambda (U_2(H) - U_2(H')) + 1_{H-H' < 0} (U_2(H) - U_2(H')) \quad (2)$$

(2) 式中， $1_{I-I' > 0}$  和  $1_{H-H' < 0}$  表示收入和工作时长达到预期目标， $1_{I-I' \leq 0}$  和  $1_{H-H' \geq 0}$  表示未达到预期目标， $\lambda \geq 1$  表示“损失”相对“获得”的权重。假设工资收入  $I$  的边际效用为正，工作时长  $H$  的边际效用为负。在前景效用理论中，“获得”与“损失”之间相差固定比例，且  $I$  与  $H$  的比例相同，预算约束与传统模型相同，为  $I = w * H$ ，其中  $w$  为小时工资率。劳动者最优化选择与收入和工作时长效用的边际替代率  $MRS$  相关。当  $I$  和  $H$  均（未）达预期时，一阶条件与新古典模型相同，即  $MRS = -U_2'(H) / U_1'(I)$ 。 $I$  和  $H$  只有一个达到预期时，一阶条件中  $MRS$  将与  $\rho$  和  $\lambda$  相关而发

生改变。依据上述理论分析，劳动供给曲线大致如图 1 所示。从劳动供给曲线可以看出，整体上随着劳动者劳动供给越来越多，尽管工资率（曲线的斜率）越来越小，但是劳动者的工资还是会上升。因此，本文提出研究假说一：短暂加班会使得流动人口工资收入上升。

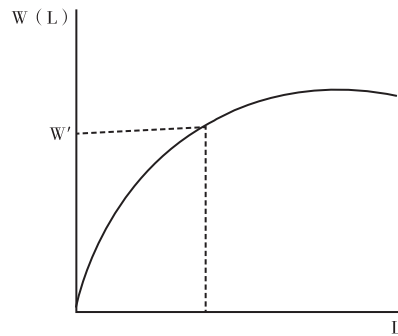


图 1 劳动供给曲线

工资收入由多个影响因素所决定，短暂加班对流动人口工资效应可能存在异质性。这源于不同类型劳动群体所从事的工作性质不同，其工资效应也会有所差异。例如，不同学历人群所从事的工作类型不同，进而不同学历人群所获得工资收入会有所差异。在这种情况下，就造成了不同群体在短暂加班的工资效应上有所差距。于是本文提出假说二：短暂加班对流动人口工资收入的影响具有异质性，不同性别、不同户口、不同学历和不同就业身份的流动人口具有不同的工资效应。

有研究指出，工资收入对健康具有补偿效应。一方面，更高的收入能够降低劳动者的健康风险（朱晶晶，2020）；另一方面，收入与健康之间存在循环效应，健康的劳动者可以增加劳动供给从而获得更多收入，收入增加又使得健康状况进一步改善（王琼、叶静怡，2016）。因此，健康也是一个需要考虑的因素，其有可能对工资收入发挥正向作用，也有可能作为工资收入的调节因素，使得工资收入上升而对健康损耗过程发挥调节作用，使得健康损耗过程更加平缓，短暂加班会使得健康上升进而促进工资收入上升。另外，在家庭经济学领域，有研究发现，在非典型的工作时间，如周末工作或晚上工作的女性生育意愿相对低，加班会降低职业女性生育多孩的意愿（Čipin & Međimurec, 2013）。子女数量的增加会显著抑制家庭收入的提升，生育二胎会导致家庭收入平均下降 20.8%（段志民，2016），从而造成了“工作 - 家庭冲突”：即随着子女数的上升导致工作时间降低，经常加班的群体会减少对子女养育的时间付出，即减少生育子女数量，因

而子女数可能是短暂加班影响工资收入的调节因素。据此，本文提出假说三：健康状况是短暂加班影响工资收入的中介机制，育儿意愿是短暂加班影响工资收入的调节因素。

### 三 数据、变量说明与估计方法

#### （一）数据与样本选择

本文数据来自 2018 年全国流动人口动态监测调查（China Migrants Dynamic Survey, CMDS）。CMDS 是由国家卫生健康委员会组织实施的在流入地对流动人口进行的全面调查。该调查以在流入地居住一个月以上、非本区（县、市）户籍 15~59 周岁流动人口为调查对象，采取分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 方法进行抽样，调查区域涵盖全国 31 个省、市、自治区和新疆生产建设兵团，具有较高代表性。基于本文研究主题考虑，从中选取东中西部具有代表性的 8 个大城市进行研究<sup>①</sup>，具体分别为北京市朝阳区、浙江省杭州市、江苏省苏州市、山东省青岛市、湖北省武汉市、湖南省长沙市、四川省成都市、陕西省西安市。这些城市的特点是流动人口多，且都是较大城市，提供的公共服务较好，对流动人口的保护服务和法律支持意识更强，能够一定程度避免超长加班样本过多带来的影响，更符合本文国家标准工作时长下短暂加班的研究需要。经过筛选，剔除数据中没有收入和收入异常的个体，最后进入样本的观测值为 10505 个。

#### （二）变量设计

依据研究目的，本文设定的核心解释变量为短暂加班。首先，本文选取每周平均工作时间作为流动人口的工作时长，基于断点回归需要，工作时长进行去中心化处理，即用流动人口每周平均工作时间减去 44 小时，将工作时长去中心化以后的结果作为核心解释变量，即驱动变量。其次，根据劳动法规定，一周工作时长超过 44 小时为加班。在基本模型中定义为，一周工作时长超过 44 小时设为 1，未超过设为 0，以此将短暂加班作为处理变量。本文实证研究的因变量为月收入，和多数实证研究一样，为了缩小数据之间的差异以及避免个别值的影响，对月工资收入取对数。本文选取其他控

<sup>①</sup> 本文依据《中国新一线城市创新力报告（2021）》关于中国 19 个一线、新一线城市排名结果，从中抽取 8 个代表城市进行实证，其中选择的原则是东中西部三大区域 4:2:2 个数比例且每个省不超过 1 个城市，从 4 个一线城市中选取北京，在新一线城市中，东部依次选择杭州、苏州、青岛；中西部城市分别选取排名最靠前的武汉、长沙、成都、西安。

制变量包括：性别（男 = 0，女 = 1）、是否本地户籍（本地户籍赋值为 0，非本地户籍赋值为 1）、婚姻状况（其他 = 0，未婚 = 1）、流动范围（市内跨县 = 0，省内跨市 = 1，跨省 = 2）、区域（东部 = 0，中部 = 1，西部 = 2）。此外，本文选取调节因素变量为：健康状况为自评健康（不健康 = 0，基本健康 = 1，健康 = 2）、育儿意愿（育儿意愿是指子女数）。表 1 为变量的描述性统计结果。

表 1 变量描述性统计

	变量	平均值	标准差
处理变量	短暂加班	0.697	0.460
结果变量	月收入对数	8.386	0.544
控制变量	性别	0.448	0.497
	是否本地户籍	0.945	0.228
	婚姻	0.173	0.378
	流动范围	1.404	0.626
	区域	0.741	0.822
其他变量	健康状况	1.894	0.324
	育儿意愿	1.438	0.730

资料来源：根据 2018 年全国流动人口动态监测调查数据计算得到。

根据表 1 结果可以看出，流动人口大部分为普通工薪阶层，月收入对数的均值为 8.386。在流动人口中加班的人数占大多数，其中男性人口略微高于女性人口。因为所使用的是流动人口数据，故大部分都没有本地户籍。在流动范围中，主要是省内跨市流动和跨省流动样本。从区域来看，流动到东中部居多。大多数流动人口处于健康状态，育儿意愿即子女数在 1~2 个之间。

### （三）估计方法与策略

估计加班的工资收入效应，一个简单做法就是直接采用 OLS 方法进行估计。然而，个体加班行为受到个体特征的影响，还可能与行业相关，如果这些特征与结果变量相关，那么 OLS 估计就存在遗漏变量问题，这种遗漏变量所导致的参数估计偏误会产生内生性。识别因果关系的挑战在于克服内生性问题。另外，本文所研究的是 44 小时短暂加班临界点局部平均处理效应。断点回归既能解决内生性偏误，又可以研究短暂加班处局部平均处理效应，因而本文选取断点回归（RD）作为实证研究方法。

在识别因果效应的计量方法中，RD 在最近 10 年得到了广泛的应用。这种识别策略的基本思想是利用处理规则的不连续性，当一个可观察的驱动变量大于某个阈值时，就可以对经济个体进行处理。只要驱动变量不是由经济个体人为控制的，结果变量的不连续变化就可以被认为是由处理效果引起的。根据《劳动法》（2018 年修订版）对于加班的定义，一周工作时长超过 44 小时视为加班：

$$Overtime_i = \begin{cases} 1 & \text{if } worktime_i > 44 \\ 0 & \text{if } worktime_i \leq 44 \end{cases} \quad (3)$$

(3) 式中， $Overtime_i$  为处理变量状态，此处表示是否加班，等于 1 表示加班，否则为 0； $worktime_i$  表示受访者  $i$  的平均周工作时长。本文将加班与结果变量之间的关系记为：

$$E(Y_i | worktime_i) = g_0(44) + [g_1(44) - g_0(44)] * T_i, T_i = 1 \text{ if } worktime_i > 44 \quad (4)$$

$Overtime_i$  是工作时长  $worktime_i$  的非连续性函数，44 小时为断点，即无论  $worktime_i$  如何接近 44， $Overtime_i$  都不会发生变化，直到  $worktime_i$  大于 44。如果公式 (4) 成立，将工作时长去中心化处理，则对以下的公式 (5) 和公式 (6) 进行回归即可得到加班效应对结果变量  $Y_i$  的因果效应。为了加强结果的准确性，断点回归中将变量  $duan_i$  称为驱动变量，进而可以继续参考不同的最优带宽水平：

$$Y_i = \alpha + \beta Overtime_i + \gamma duan_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

如果结果变量与驱动变量的关系是非线性的，即进行局部多项式回归，则变换方程为：

$$Y_i = \alpha + \beta Overtime_i + f(duan_i) + \varepsilon_i \quad (6)$$

其中， $f(duan_i)$  是  $duan_i$  的一个多项式函数。在式 (3) 满足的情况下，本文所采用的断点回归为清晰断点回归，处理状态  $Overtime_i$  与驱动变量  $duan_i$  存在这样一种关系：处理状态在断点处就是从 0 到 1 的变化。在具体操作上，可以通过计算出样本的最优带宽，由最优带宽精确控制准确度，进而进行回归分析。

## 四 实证结果分析

### (一) 基准回归

本文将月工资收入对数 ( $Income$ ) 作为结果变量，其对应模型如下：

$$Income_i = \alpha_1 + \beta_1 Overtime_i + \gamma_1 duan_i + \delta_1 M_i + \varepsilon_i \quad (7)$$



在模型 (7) 中,  $Income_i$  表示第  $i$  个人的工资收入对数,  $Overtime_i$  表示第  $i$  个人是否加班,  $duan_i$  表示第  $i$  个人一周工作时长的去中心化,  $M_i$  代表一系列控制变量 (性别、是否是本地户籍、婚姻状况、流动范围、区域)。  $\alpha_1$ 、 $\beta_1$ 、 $\gamma_1$  为待估系数,  $\delta_1$  为待估系数的向量,  $\varepsilon_i$  为随机扰动项。具体操作是: 首先计算出最优带宽, 其次限制在最优带宽下进行回归。依此, 计算出来的最优带宽是 4.32, 并进一步得到表 2 基准回归结果。表 2 中第 (1) 列为只有结果变量与处理状态的回归结果, 第 (2) 列为进一步加入控制变量后结果变量与处理状态的回归结果。从回归结果中可以看出, 在最优带宽下, 短暂加班会使得月工资收入显著增加。

表 2 基准回归

变量	(1)	(2)
	收入	收入
短暂加班	0.392 *** (0.076)	0.374 *** (0.082)
控制变量		控制
常数	8.193 *** (0.046)	8.451 *** (0.068)
观测值	2688	2129
R-squared	0.013	0.186

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著性; 括号内为标准误。

资料来源: 根据 2018 年全国流动人口动态监测调查数据计算得到。

## (二) 政策效应估计

局部线性回归: 在断点回归分析中, 可进行局部线性断点回归的命令有标准估计方法 (rd)、稳健性估计方法 (rdrobust) 和交叉验证程序估计方法 (rdcv) 三种, 其中 rdrobust 相对于 rd 与 rdcv 是一种更稳健的平均处理效果的置信区间估计 (Calonico et al., 2014)。表 3 的第 (1) ~ (3) 列为断点回归的局部线性回归分析结果, 系数分别为 0.389、0.372 和 0.177, 尽管 rdcv 命令回归结果相对较小, 但是 rd 和 rdrobust 与 OLS 估计系数基本一致, 表明短暂加班对于流动人口的工资收入有一定的促进作用。对于最优带宽要求都十分接近, 在不同的命令下均通过了政策有效性检验。

为了弥补上述局部线性回归可能造成断点周围系数的错误估计, 本文将使用局部

多项式断点回归方法来弥补之前的结果。表 3 中第 (4) ~ (6) 列估计结果显示,在不同的多项式设定下,回归系数基本接近,并且短暂加班对月工资收入有着显著的正向效应,结果依旧稳健。

表 3 政策效应估计

	(1)	(2)	(3)
局部平均处理效应	0.389 *** (0.082)	0.373 *** (0.081)	0.177 (0.242)
估计方法	RD 标准估计	RD 稳健性估计	RD 交叉验证估计
最优带宽	4.736	4.325	4.383
	(4)	(5)	(6)
局部平均处理效应	0.373 *** (0.081)	0.437 *** (0.100)	0.488 *** (0.111)
多项式	一阶	二阶	三阶
观测值	10475	10475	10475

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著性; 括号内为标准误。

资料来源: 根据 2018 年全国流动人口动态监测调查数据计算得到。

### (三) 断点回归的有效性检验

在进行断点回归之前, 一个重要的前提是驱动变量的连续性, 即样本无法对变量进行精确的操控。对于驱动变量的连续性检验, 一般会参考 McCrary 密度检验方法识别在断点附近观测值是否主动进入或退出政策干预, 即驱动变量本身不受人控制。但是本文为横截面数据, 且时间作为驱动变量, 这一检验是无效的。因此通过驱动变量三角核的核密度图分析 (图 2), 在断点前后没有明显的跳跃, 表明驱动变量在临界值处是连续函数。

随后需验证在断点处控制变量的条件密度是否有跳跃。如果发现控制变量在断点处不连续, 可以认为断点回归设计不具有局部随机性的特征。从表 4 中可以得出, 所有控制变量的系数都是不显著的, 控制变量在断点处是连续的这一原始假设不能被拒绝。因此, 本文中的断点回归设置是有效的。由于没有对工作时间的单独操作, 在断点附近不存在样本自我选择的问题, 可以认为样本在断点附近是局部随机的。

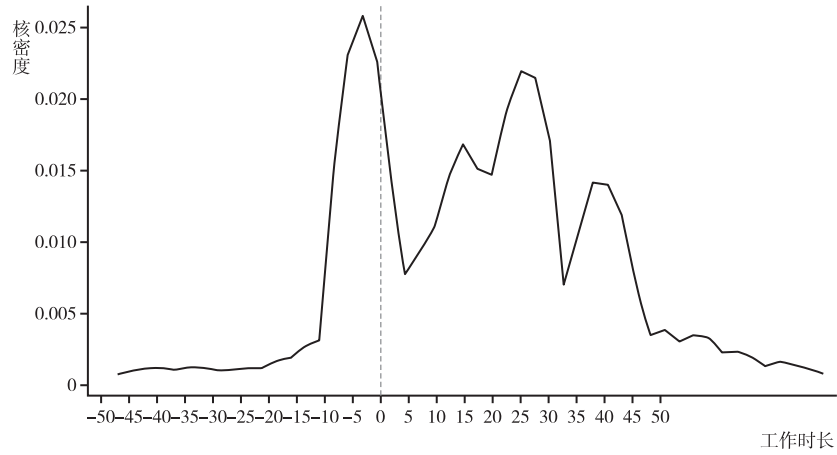


图 2 核密度图

资料来源：根据 2018 年全国流动人口动态监测调查数据计算得到。

表 4 控制变量连续性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	性别	是否本地户籍	婚姻	流动范围	区域
系数	-0.076 (0.078)	-0.018 (0.043)	0.054 (0.069)	0.023 (0.094)	-0.142 (0.126)

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著性；括号内为标准误。

资料来源：根据 2018 年全国流动人口动态监测调查数据计算得到。

#### (四) 稳健性检验

除了上述显示的有效性检验的结果，还需对估计结果进行安慰剂测试来检验估计结果的稳健性。具体思路为：若加班确实会对收入水平造成正向影响，那么在其他工作时长下，应该不具备相应的政策效应，因为在其他工作时长处不具备间断的效应。如果在其他时间也可以观察到政策效应的存在，则可断定本文的结果可能包含其他因素的影响。首先，本文选取不同的工作时长做断点，本文分别将断点（即加班的标准时长）改为 41 小时、42 小时、43 小时、46 小时和 47 小时。当改变断点位置时，在这些虚拟断点处，尽管在 43 小时处政策效应为正，但是其并不显著，其余虚拟断点在最优带宽下局部平均处理效应为负值，表明在这些点对月工资收入是负向效应，并不存在正向的政策效应。其次，在断点右侧的 15%、20%、25%、38% 样本分位数处设置虚拟断点。本文在表 5 中也放入了真实断点与虚拟断点作为对比。由表 5 可以看出，在 15%、20% 处尽管有正向效应，但是其并不显著。相反在 25% 和 38% 处却是负向效应并且也不显著。因此，这些点处都不存在处理效应。

表 5 安慰剂检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	41 小时	42 小时	43 小时	46 小时	47 小时
局部平均 处理效应	-0.271 *** (0.047)	-0.244 *** (0.042)	0.048 (0.103)	-0.045 (0.058)	-0.050 (0.057)
观测值	10475	10475	10475	10475	10475
变量	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	原断点	15%	20%	25%	38%
局部平均 处理效应	0.373 *** (0.081)	0.097 (0.106)	0.011 (0.047)	-0.035 (0.208)	-0.013 (0.033)
观测值	10475	7432	10475	7432	7432

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著性；括号内为标准误。

资料来源：根据 2018 年全国流动人口动态监测调查数据计算得到。

同样，不同的带宽水平也会显著影响回归结果，一个稳健的结果要求对带宽水平并不那么敏感。本文先通过稳健性估计方法 `rdrobust` 提取最优带宽，然后分别选取最优带宽的 160%、200% 和 240%，观察回归结果是否仍然显著。从表 6 的回归结果可以看出，在不同带宽处，加班对月工资收入都是显著的正向效应，在最优带宽的 160% ~ 240% 范围内，回归结果仍然显著，说明结论较为可靠。

表 6 带宽选择敏感性检验

带宽的倍数	(1)	(2)	(3)
	160%	200%	240%
局部平均 处理效应	0.373 *** (0.079)	0.292 *** (0.073)	0.147 ** (0.058)
观测值	10475	10475	10475

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著性；括号内为标准误。

资料来源：根据 2018 年全国流动人口动态监测调查数据计算得到。

### (五) 异质性分析

上文已经分析了短暂加班对于流动人口月工资收入的影响，并得出短暂加班会使流动人口月工资收入上升的结论，但并未考虑短暂加班对流动人口月工资收入影响的差异。为此，本文基于 RD 断点回归模型考察不同性别、不同户口、不同学历和不同就业身份的流动人口短暂加班对其工资收入的异质性影响，结果如表 7 所示。

从性别来看,男性流动人口短暂加班对其月工资收入在 1% 水平下存在着显著的正向影响(表 7 第(1)列),相反,虽然女性流动人口的短暂加班对其月工资收入有正向影响,但是其并不显著(表 7 第(2)列)。尽管在近几年,国家大力强调男女在政治、经济、社会,文化和家庭生活等各方面享有平等的权利,努力打破旧思想,打破旧传统,但是在当前无论国有部门还是非国有部门,都存在明显的性别工资差距,男性劳动力的平均工资收入水平高于女性(刘志国、宋海莹,2018)。从回归结果来看,男女在加班的工资效应上并没有享有平等的权利,性别歧视依然存在。

从户口类型来看,本文根据流动人口的户口类型将其划分为农业户口与非农户口,表 7 的第(3)列和第(4)列给出了回归结果。可以发现,短暂加班对非农户口的工资收入的影响在 1% 的显著水平有正向影响,而对农业户口的影响在统计水平上不显著。一方面,可能存在户籍歧视,农村背景居民的收入比城镇背景居民的收入低(李云森,2016);另一方面,两种类型户口的劳动者人力资本存在差异,相比于农业户口的劳动者,非农户口劳动者获得稳定就业的比例远高于农村户口的劳动者(王维国、周闯,2014)。因此,相比于农业户口的劳动者,短暂加班对非农户口劳动者的收入所带来的政策效应更大。

从学历来看,根据个体学历水平的中位数将样本分为高学历组和低学历组。以高中学历为界限进行划分,高学历区间包括高中、大学专科、大学本科和研究生;低学历区间为未上学、小学、初中。表 7 的第(5)列和第(6)列给出了回归结果,结果显示,短暂加班对于高学历人口的月工资收入在 1% 水平下存在着显著的正向效应,而低学历人口的短暂加班的工资效应并不显著。收入大体上是随受教育年限的增加而增加的,并且不同层次学历的收入差异比较明显,有着很强的相关性,学历对收入的影响很大(安广艳,2021)。一方面,说明短暂加班的正向效应并没有在低学历群体中显现出来,低学历劳动者的就业稳定性更弱、替代性较强,短暂加班可能没有工资效应,只有过度加班才能带来收入的明显提升。另一方面,也显示出教育或学历的重要性,“效苏秦之刺股折桂还需苦战,学陶侃之惜时付出必有回报”,说明接受更高水平的教育对收入具有重要作用。

从就业身份来看,雇员尽管在短暂加班上有一个向上的效应,但是并不显著(表 7 第(8)列)。这表明,短暂加班在雇员身上并没有显著的正向政策效应。相反,对于自营劳动者和雇主来说,加班对其有一个向上的 1% 的显著性作用(表 7 第(7)列)。雇主通过“去技能化”和“加强对雇员的管理”,运用更低成本来使得雇员加班,让劳动者更多劳动,从而雇主可以实现对劳动者剩余价值的占有,雇员的工资反而下降

(庄家焯, 2018)。另外, 自营劳动者和雇主可以自由分配自己的工作与工资收入, 而雇员小时工资率较低, 只能通过较高的工作时长才能提高自己的工资收入, 在较短的工作时长处并没有完全显现出来。从这一点可以看出, 延长工作时间的企业并没有按照法律规定去支付不低于工人基础工资的 1.5 倍的工资, 更不用说节假日和休息日的更高的工资报酬。

参照陈成文等 (2018) 关于弱势群体特征的描述, 女性、农村人口、低学历、雇员在就业收入和劳动关系中, 相对于男性、城市人口、高学历和雇主来说处于不利地位, 本文将他们定义为相对弱势群体。尽管总体样本估计显示, 短暂加班会促进工资收入上升, 但本文异质性分析发现, 这并不能惠及所有人, 女性、农村人口、低学历、雇员并没有获得其应有的回报, 相对弱势群体并不能完成时间换金钱的转换。至此, 本文研究假设二全部得到验证。

表 7 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	男性	女性	非农户口	农业户口
月工资收入	0.280 *** (0.105)	0.533 (0.390)	0.431 *** (0.119)	0.067 (0.145)
样本数	5789	4686	3556	2459
变量	(5)	(6)	(7)	(8)
	高学历	低学历	自营和雇主	雇员
月工资收入	0.320 *** (0.106)	0.114 (0.113)	0.774 *** (0.240)	0.248 (0.387)
样本数	4988	5487	4181	6234

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著性; 括号内为标准误。

资料来源: 根据 2018 年全国流动人口动态监测调查数据计算得到。

### (六) 传导机制分析

已有研究揭示, 工作时间特别长的人群健康下降异常严重, 在 44 小时临界处即短暂加班的流动人口的健康状况如何呢? 由于工作时长与健康之间存在“健康工人效应”(Li & Sung, 1999), 只有健康的人才能实现更长的工作时间。突发性健康问题或健康状况不佳会导致劳动力供给的时间缩短, 劳动者工作时间适中与健康才最为有利。一些文献指出, 工作时长与健康关系在曲线上呈现倒 U 型 (张抗私等, 2018), 因此可能存在一个健康水平的顶点, 一定的工作时长反而促进健康上升, 而超过顶点的部分,

健康受损会越来越严重。另外，如果加班会降低职业女性生育多孩的意愿，那么加班对流动人口的育儿意愿是怎样呢？本文利用断点回归考察短暂加班对健康与育儿意愿的影响。

表 8 短暂加班的健康效应和生育意愿效应

	(1)	(2)	(3)
局部平均处理效应	0.111 ** (0.049)	0.158 ** (0.065)	0.170 ** (0.070)
多项式	一阶	二阶	三阶
观测值	10505	10505	10505
	(4)	(5)	(6)
局部平均处理效应	-0.331 *** (0.115)	-0.636 *** (0.154)	-0.406 *** (0.140)
多项式	一阶	二阶	三阶
观测值	8685	8685	8685

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著性；括号内为标准误。  
资料来源：根据 2018 年全国流动人口动态监测调查数据计算得到。

表 8 第 (1) ~ (3) 列表示短暂加班对健康影响的局部平均处理效应，表 8 第 (4) ~ (6) 列表示短暂加班对育儿意愿的局部平均处理效应。从表 8 中可以看出，44 小时临界处的短暂加班不仅没有显著降低健康水平反而对健康有正向作用，不过加班会显著降低生育意愿和行为。

基于以上结果，为进一步探寻短暂加班是如何影响流动人口工资变化的机制，本文使用中介效应模型来阐释健康在加班和工资收入间的传导作用：

$$Income_i = \alpha_1 + \beta_1 Overtime_i + \gamma_1 duan_i + \delta_1 M_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

$$Median_i = \alpha_2 + \beta_2 Overtime_i + \gamma_2 duan_i + \delta_2 M_i + \zeta_i \quad (9)$$

$$Income_i = \alpha_3 + \beta_4 Median_i + \beta_3 Overtime_i + \gamma_3 duan_i + \delta_3 M_i + Q_i \quad (10)$$

其中， $Median_i$  作为中介变量， $\varepsilon_i$ 、 $\zeta_i$ 、 $Q_i$  分别为随机扰动项，其余参数设定和基准回归模型一致。影响机制是否存在的判断标准为：如果式 (10) 中介变量  $Median_i$  的系数  $\beta_4$  和核心解释变量  $Overtime_i$  的系数  $\beta_3$  都显著，并且相比  $\beta_1$ ， $\beta_3$  的绝对值更低，则说明存在影响机制（温忠麟、叶宝娟，2014）。

另外，使用交互模型来阐释生育数量在加班和工资收入间的调节效应：

$$Income_i = \alpha_4 + \beta_5 Overtime_i + \gamma_4 duan_i + \omega Overtime_i Child_i + \delta_4 M_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

其中  $Child_i$  表示受访者  $i$  的子女数,  $Overtime_i Child_i$  表示个体  $i$  是否加班与子女数的交互项。调节效应是否存在的判断标准为, 如果式 (11) 中  $\omega$  的系数显著, 证明存在调节作用。

结果如表 9 所示。第 (2) 列结果显示, 加班在 5% 水平下对健康状况有显著正向影响, 同时第 (3) 列结果表明, 核心解释变量加班和中介变量健康的系数都显著。且相比于第 (1) 列中的回归系数, 加班对收入水平的回归系数有所下降, 证明存在部分中介效应, 并且中介效应检验在 10% 水平上显著, 即收入提升有部分来源于健康状况的提升, 说明健康是影响收入状况的一个重要渠道。表 9 第 (4) 列结果显示, 式 (11) 系数  $\beta_3$  在 1% 水平下显著为正, 系数  $\omega$  在 1% 水平下显著为负, 育儿意愿具有负向调节效应, 也就是说短暂加班会减少育儿意愿, 进而促使工资收入上升。从而本文研究假设三得到验证。

表 9 传导机制

变量	中介变量			调节变量
	(1) 收入	(2) 健康状况	(3) 收入	(4) 收入
短暂加班	0.374 *** (0.082)	0.115 ** (0.046)	0.360 *** (0.081)	0.505 *** (0.098)
健康状况			0.119 *** (0.039)	
Sobel 检验			0.013 * (0.007)	
交互项				-0.113 *** (0.040)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数	8.451 *** (0.068)	1.896 *** (0.038)	8.226 *** (0.099)	8.466 *** (0.070)
观测值	2129	2129	2129	2019
R-squared	0.186	0.013	0.189	0.189

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著性; 括号内为标准误。

资料来源: 根据 2018 年全国流动人口动态监测调查数据计算得到。

## 五 结论与建议

过度加班的工资效应和健康效应等受到了社会各界的广泛关注, 但对应标准工作



时间临界点处的短暂加班还未有深入探讨，短暂加班的工资和健康效应研究缺乏系统的研究文献。不同于过度加班研究视角，本文基于全国流动人口动态监测调查数据 (CMDS)，运用断点回归方法，针对流动人口每周工作时长，以超过法定工作时间 (44 小时) 为临界点，重点分析了在此条件下短暂加班对于流动人口月工资收入的局部平均处理效应，并分析了不同类型流动人口群体短暂加班月工资收入的局部平均处理效应异质性，还讨论了短暂加班对于流动人口工资效应的影响机制。

本文实证研究发现，短暂加班会促使流动人口的月工资收入增加，总体上“时间能够换取金钱”。然而，进一步的异质性分析发现，短暂加班的工资效应在不同类型的群体中差异很大，政策的效果主要体现在男性、非农户口、高学历和雇主及自营劳动者中，而对于女性、农村人口、低学历、雇员流动人口群体的劳动者，短暂加班并不能带来“时间换金钱”的效应，该群体的加班在收入增长上是无效的。对于流动人口健康状况和育儿意愿，短暂加班并没有显著带来健康负效应，而是会对流动人口的健康产生促进作用，但短暂加班会对流动人口的育儿意愿产生抑制作用。流动人口健康状况和育儿意愿是短暂加班工资效应的影响渠道，分别表现为中介效应和调节效应。

本文实证结果丰富了加班工时制度的相关文献，特别是增进了对短暂加班如何影响流动人口月工资收入问题的认识和理解。针对本文研究结论，其政策启示也比较明显。一方面，虽然短暂加班会增加流动人口的月工资收入，但并不能让每个人都受益。为切实保护相对弱势群体的权益，政府部门需要加强对加班法律法规的普及，明确加班工资的核算方法，加强对相对弱势群体加班补偿金的监管，增加加班固定工资，防止劳动者合法权益被侵犯，才能真正发挥加班制度的政策效应，使相对弱势群体充分享受增加标准工时或加班带来的利益。另一方面，合理短暂的加班并没有带来显著的健康负效应，而是能够促进工资和健康增加的双赢。当然，本文不是鼓励人人加班的局面，而是不必“谈加班就色变”，“适度”和“合理”的加班可能是“忙完手头工作，早点回家”的主动选择，是乐观积极的职业态度和个人选择，是值得提倡的“正能量”，而不是一提到加班就反对，需要更加理性看待加班现象及其影响。

## 参考文献：

安广艳 (2021)，《基于 R 语言的学历与收入相关性分析》，《产业与科技论坛》第 17

- 期,第89-90页。
- 陈成文、陈建平、洪业应(2018),《新时代“弱有所扶”:对象甄别与制度框架》,《学海》第4期,第92-100页。
- 崔景怡、李锡元、薛莹(2020),《加班行为能提升员工工作幸福感吗?》,《首都经济贸易大学学报》第1期,第80-91页。
- 段志民(2016),《子女数量对家庭收入的影响》,《统计研究》第10期,第83-92页。
- 高雅、郭星华(2022),《平衡劳动时间与闲暇时间》,《中国社会科学报》4月1日,第5版。
- 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,第35-40页。
- 孔庆洋、赵杰、郭斌、李琼英(2014),《农民工加班意愿、劳动供给与人口红利》,《华东师范大学学报(哲学社会科学版)》第3期,第113-122页。
- 李云森(2016),《统一户口、劳动力市场歧视与城镇居民收入差异——基于Oaxaca-Blinder分解的实证研究》,《中国经济问题》第3期,第17-29页。
- 刘志国、宋海莹(2018),《中国不同所有制部门间的性别歧视——基于收入角度的分析》,《人口与经济》第4期,第44-52页。
- 孟续铎(2013),《劳动者过度劳动的成因研究》,博士学位论文,首都经济贸易大学劳动经济学系。
- 聂伟、风笑天(2020),《996在职青年的超时工作及社会心理后果研究——基于CLDS数据的实证分析》,《中国青年研究》第5期,第76-84页。
- 孙中伟、黄婧玮(2021),《加班依赖体制:再探青年农民工过度加班问题》,《中国青年研究》第8期,第5-13页。
- 王丹(2010),《我国知识工作者过度劳动的理论与实证研究》,博士学位论文,首都经济贸易大学劳动经济学系。
- 王金水、方长春(2022),《提高工资还是减少加班?当代青年工作满意度的体制差异》,《中国青年研究》第1期,第21-27页。
- 王琼、叶静怡(2016),《进城务工人员健康状况、收入与超时劳动》,《中国农村经济》第2期,第2-12页。
- 王维国、周闯(2014),《基于就业稳定性视角的户籍工资差异》,《数量经济研究》第2期,第62-74页。
- 温忠麟、叶宝娟(2014),《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第5

- 期, 第 731 - 745 页。
- 徐海东、周皓 (2021), 《过度劳动、健康损耗与收入补偿》, 《劳动经济研究》第 3 期, 第 3 - 26 页。
- 于坤、刘晓燕 (2017), 《越多安全感, 越少加班? 工作安全感与核心自我评价对加班行为的影响》, 《中国人力资源开发》第 1 期, 第 59 - 65 页。
- 张抗私、刘翠花、丁述磊 (2018), 《工作时间如何影响城镇职工的健康状况? ——来自中国劳动力动态调查数据的经验分析》, 《劳动经济研究》第 1 期, 第 107 - 127 页。
- 张学志、蒋帆、陈展培 (2020), 《标准工时制对工作时长与工资回报的影响研究——基于〈劳动法〉实施效果的实证检验》, 《学术研究》第 11 期, 第 89 - 95 页。
- 朱晶晶 (2020), 《工作时间、收入与健康水平——基于中国家庭追踪调查 (CFPS2016) 的实证分析》, 《商业经济》第 1 期, 第 156 - 157 页。
- 庄家焱 (2018), 《从被管理的手到被管理的心——劳动过程视野下的加班研究》, 《社会学研究》第 3 期, 第 74 - 91 页。
- Calonico, Sebastian, Matias Cattaneo & Rocio Titiunik (2014). Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-discontinuity Designs. *Econometrica*, 82 (6), 2295 - 2326.
- Camerer, Colin, Linda Babcock, George Loewenstein & Richard Thaler (1997). Labor Supply of New York City Cabdrivers: One Day at a Time. *The Quarterly Journal of Economics*, 112 (2), 407 - 441.
- Crawford, Vincent & Juanjuan Meng (2011). New York City Cab Drivers' Labor Supply Revisited: Reference-dependent Preferences with Rational-Expectations Targets for Hours and Income. *The American Economic Review*, 101 (5), 1912 - 1932.
- Čipin, Ivan & Petra Međimurec (2013). The Impact of Atypical Working Hours on Fertility Intentions Across Europe. XXVII IUSSP International Population Conference, Busan, April 1 - 2.
- Dembe, Allard, Bianca Erickson, Rachel Delbos & Steven Banks (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.
- Hannerz, Harald & Karen Albertsen (2016). Long Working Hours and Use of Psychotropic Medicine: A Follow-up Study with Register Linkage. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 42 (2), 153 - 161.

- Härmä, Mikko (2003). Are Long Workhours a Health Risk? *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 29 (3), 167 – 169.
- Härmä, Mikko (2006). Workhours in Relation to Work Stress, Recovery and Health. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 32 (6), 502 – 514.
- Kahneman, Daniel & Amos Tversky (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk. *Econometrica*, 47 (2), 263 – 291.
- Li, Chung-Yi & Fung-Chang Sung (1999). A Review of the Healthy Worker Effect in Occupational Epidemiology. *Occupational Medicine*, 49 (4), 225 – 229.
- Nakamura, Koshi, Masaru Sakurai, Yuko Morikawa, Katsuyuki Miura, Masao Ishizaki, Teruhiko Kido, Yuchi Naruse, Yasushi Suwazono & Hideaki Nakagawa (2012). Overtime Work and Blood Pressure in Normotensive Japanese Male Workers. *American Journal of Hypertension*, 25 (9), 979 – 985.
- van der Hulst, Monique (2003). Long Workhours and Health. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 29 (3), 171 – 188.
- Virtanen, Marianna, Jane Ferrie, David Gimeno, Jussi Vahtera, Marko Elovainio, Archana Singh-Manoux, Michael Marmot & Mika Kivimäki (2009). Long Working Hours and Sleep Disturbances: The Whitehall II Prospective Cohort Study. *Sleep*, 32 (6), 737 – 745.
- Virtanen, Marianna, Stephen Stansfeld, Rebecca Fuhrer, Jane Ferrie & Mika Kivimäki (2012). Overtime Work as a Predictor of Major Depressive Episode: A 5-Year Follow-Up of the Whitehall II Study. *PLoS One*, 7 (1), <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0030719>.

## A Study on Wage Effects of Short Overtime Work for Floating Population

Zeng Yongming & Wu Qiong

(School of Economics, Jiangxi University of Finance and Economics)

**Abstract:** In view of the fact that the existing research mainly focuses on “excessive overtime work”, this paper goes beyond the perspective and explores a new issue of “time for money”. That is, how a reasonable and moderate amount of short overtime work (SOW) at the threshold of 44 hours of standard working hours per week affects wage and health of migrant workers. A sharp regression discontinuity method is used to identify the effect of short overtime work on wage and health based on data from the China Migrants Dynamic Survey (CMDS). The results show that, firstly, overall, SOW has a significantly positive effect on wage income for the floating population. Secondly, heterogeneity analysis reveals that the positive effect is only significant for the males, those from non-rural households, with high education, or being employers. Thirdly, SOW does not have a significantly negative effect on individual health. Instead, it promotes a win-win situation for both income and health of the migrant workers. These results suggest that overtime work and its impact need to be viewed comprehensively.

**Keywords:** short overtime work, wage income, floating population, local effect, regression discontinuity

**JEL Classification:** J22, J33, I12

(责任编辑:一帆)