

· 劳动经济 ·

过度劳动的工资增长和工资差距效应分析

李 实^{1, 2}，于书恒¹

(1. 浙江大学 公共管理学院, 浙江 杭州 310058;
2. 浙江大学 共享与发展研究院, 浙江 杭州 310058)

摘要:近三十年来,中国城镇雇员的工资性收入得到显著增加,但在此背后,越来越严重的加班问题也引起了社会的广泛关注。本文利用1995—2018年中国家庭收入调查(CHIP)数据,系统描述了城镇雇员劳动时间的变化趋势,分析了过度劳动产生的原因,并探索了过度劳动对工资增长和工资差距的影响。研究发现,城镇雇员中过度劳动雇员占比持续上升,但过度劳动强度得到了一定的控制。劳动时间延长是用人单位与雇员共同决策的结果。在体制外工作和缺乏长期劳动合同保护的雇员更有可能过度劳动;迫于经济压力,为了增加收入,低工资、低学历的雇员过度劳动的意愿更高。相对于女性而言,男性过度劳动的意愿更高,尤其是单职工且有子女的男性。过度劳动增加了工资性收入,且其对工资增长的贡献从以时间效应为主导向以工资效应为主导转变。由于过度劳动通常发生于低工资雇员中,过度劳动在改善这部分群体收入的同时也发挥了缩小工资差距的作用,但这种作用在逐渐减弱。研究结果显示,过度劳动的负面影响更加值得关注。本文为中国规范劳动时间、维护劳动者权益提供了理论参考。

关键词:过度劳动;工资增长;工资差距;城镇雇员

中图分类号:F240 **文献标识码:**A **文章编号:**1000-176X(2025)07-0069-18

一、引 言

近三十年来,中国城镇雇员的工资性收入得到显著增加。国家统计局公布的数据显示,城镇非私营单位雇员年工资从2000年的14 947元增长至2023年的120 698元,城镇私营单位雇员年工资从2009年的24 877元增长至2023年的68 340元,平均实际增长率分别为9.5%和9.9%。^①其中,2000—2013年为工资快速增长时期,年增长率始终保持在10.0%以上;2013年后,工资增速逐渐放缓,但始终维持在8.0%左右;直至2020年,工资年增长率降到5.0%以下,在后续几年中城镇工资增长基本处于低速状态。

在工资增长的背后,不仅是工资率的增长,还伴随着劳动时间的延长。根据《中国劳动统计年鉴》公布的数据显示,2001—2022年,中国城镇雇员周平均劳动时间从44.9小时上升至48.0

① 2000年和2009年的平均工资分别按照2000—2023年和2009—2023年城镇居民消费价格指数进行折算。

收稿日期:2025-03-22

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新发展格局下居民家庭财富分布研究”(23&ZD045)

作者简介:李 实(1956-),男,江苏徐州人,教授,博士生导师,主要从事收入分配与劳动经济学研究。

E-mail:lishi9@zju.edu.cn

于书恒(通讯作者)(1997-),女,山东东营人,博士研究生,主要从事收入分配与社会保障研究。E-mail:

yushuheng@zju.edu.cn

小时。在国际劳工组织统计的全球100多个国家和地区中,中国雇员的周平均劳动时间位列第五,仅次于阿联酋、孟加拉国、巴基斯坦和印度。以中国农村流动人口为例,在2008—2013年其表现出工资快速增长,但大多是以超长的劳动时间为代价的。《全国农民工监测调查报告》公布的数据显示,2008—2013年,中国农村流动人口月工资年均增长率约为14.3%;2013年,农村流动人口日平均劳动时间在8小时以上的占比达到41.0%,周平均劳动时间在44小时以上的占比则高达84.7%。

由此可以看到,近三十年来,劳动时间与工资收入保持同步的变化趋势。大部分雇员通过延长劳动时间来提高收入已成为一个基本事实,过度劳动问题也引起学术界的广泛关注。一方面,过度劳动导致的雇员权益保障问题引起学者们的广泛重视,多位学者强调要保护雇员健康权、休息权^[1-2],相关用工规范政策也陆续出台。另一方面,低工资雇员为生存“自愿”加班的现象屡见不鲜,甚至部分雇员因“无班可加”而抗议罢工。那么,延长劳动时间更多的是雇员的自愿选择,还是企业为了追求利润而采取的用工安排?当延长劳动时间成为一种普遍现象,其对工资增长起到多大的作用呢?此外,低工资雇员相对高工资雇员可能有更强的动力通过延长劳动时间来提高工资收入,那么这是否起到了缩小工资差距的作用?在1995—2002年,中国城镇地区工资基尼系数上升了19.0%,达到0.379;在随后的2002—2007年与2008—2013年,工资差距的基尼系数又分别上升了8.4%和8.0%,到2013年达到0.444^[3]。2018年,工资差距的基尼系数略有下降,约为0.400^[4]。在城镇工资差距不断扩大的情况下,延长劳动时间及其带来的加班工资对工资差距产生了怎样的影响?

本文基于1995—2018年中国家庭收入调查(CHIP)数据中雇员工资和劳动时间的数据,系统地描述了1995年以来中国不同特征劳动力群体的劳动时间分布及变化趋势,人口特征、经济特征、职业特征等角度分析过度劳动产生的影响因素,并对过度劳动(延长劳动时间)带来的工资增长效应和工资差距效应进行估算。

二、文献综述

理论层面上,向后弯曲的劳动力供给曲线阐释了工资率与劳动供给间的关系,即劳动供给随着工资率的提高而提高,但在达到一定水平后,工资率的提高将通过收入效应挤出劳动时间。不过Golden^[5]指出,平均劳动时间被认为与实际工资率成反比,即在长期收入效应在劳动时间与工作关系中占据主导地位。

现实中,企业的成本竞争加剧与物价提升使得越来越多的低工资雇员为提高生活水平而延长劳动时间,过度劳动已成为许多国家普遍存在的问题^[5]。目前,对过度劳动问题的讨论更多地局限于成因方面。一方面,当前工资收入对未来工资增长、对职位晋升的期待都会激励雇员为工作投入更多时间。工资差距的扩大也会激励雇员延长劳动时间^[6],职级间的薪资差距越大,雇员越有动力通过延长劳动时间争取晋升机会^[7]。另一方面,当人们对自己的经济状况不满意时,通常会通过努力工作改变现状。尤其在城镇地区,生活成本的快速上升极大地增加了雇员的经济压力^[8]。面对高昂的消费债务,雇员会期望通过延长劳动时间来获得更高的收入^[9-10]。加之灵活用工形式的普及、工作的不稳定性也迫使雇员通过延长劳动时间来降低丢失工作或降职减薪的风险^[11]。从计薪方式来看,相对于领取固定月薪或年薪的群体,薪酬结构为“计件”或“底薪+提成”的雇员具有更强烈的通过过度劳动获得额外收入的动机^[12-13]。Bick等^[14]通过跨国比较研究发现,低收入国家雇员的劳动时间普遍长于高收入国家,而在大多数国家内部也呈现出工资越低、劳动时间越长的特点,仅在最富裕的国家中,劳动时间表现出随工资提高而延长的趋势。可见,经济压力已成为影响雇员劳动时间分配决策的重要因素之一。

当前,关于过度劳动能否改善低工资雇员收入状况的研究还比较有限。根据补偿工资理论,

用人单位要为侵占雇员的休息时间支付额外的工资作为补偿。《中华人民共和国劳动合同法》规定, 加班时间内的小时工资应高于正常劳动时间内的小时工资。在早期研究中, 补偿工资理论通常可以得到证实^[15]。在这种情况下, 过度劳动在提高雇员收入方面的作用十分有效, 但在近年来, 多数研究普遍得出了延长劳动时间在提高工资收入方面作用有限的结论。研究认为, 工资率与劳动时间之间表现出倒U型关系, 在周劳动时间小于41.5小时时, 工资率会随劳动时间的延长而提高, 但超过这个阈值之后, 工资率反而会随着劳动时间的延长而下降^[16]。这一结论已得到广泛证实, 但迫于经济压力, 部分雇员可以接受与正常劳动时间内相同工资率的加班工资^[10], 而在人力资本与经济资本更为弱势的群体中, 劳动时间与小时工资之间呈现负相关关系, 即延长劳动时间对提高月工资的作用更加微弱^[15, 17]。更有学者指出, 在劳动力市场分割的背景下, 追求高回报率的过度劳动与保障生存的过度劳动并存, 导致工资差距进一步扩大, 即高收入群体可以通过延长劳动时间获得巨额财富, 而低收入群体则只能被动延长劳动时间维持生计^[6, 18], 但蔡禾和李超海^[19]研究发现, 2008—2010年, 农村流动人口的工资增长中, 加班工资的增长贡献率为41.0%, 可见, 加班工资是工资增长的最主要因素。

过度劳动对工资差距的影响既受到雇员小时工资的影响, 又受到劳动时间分布的影响。当高工资率雇员劳动时间增长幅度更大时, 工资差距将扩大; 当低工资率雇员劳动时间增长幅度更大时, 工资差距则有缩小的可能。一项基于德国的研究发现, 德国劳动力市场中存在劳动时间错配问题, 低工资率群体有更强烈的延长劳动时间的意愿却缺乏劳动机会, 高工资率雇员希望缩短劳动时间却被迫加班。因此, 现实情况下, 过度劳动扩大了工资差距, 只有当雇员都可以按照期望的劳动时间工作, 工资差距才会缩小^[20], 但Aronson和Keister^[21]研究发现, 过度劳动可以为财富分配的低端群体带来更多的相对财富增长, 也可以为财富分配的顶端群体带来更大的绝对收益。Goldin^[22]研究发现, 当将非工资福利(如职位晋升)也被考虑在内时, 专业性技术人员和管理者则会在过度劳动中获益更多。

此外, 有研究从性别工资差距的角度研究过度劳动对工资差距的影响, Kim等^[23]研究发现, 过度劳动存在扩大性别工资差距的趋势。从劳动力市场的角度看, 用人单位对过度劳动的偏好使“理想雇员”的社会形象高度性别化。由于男性通常更少地面临家庭与工作之间的平衡问题, 可以为工作投入更多时间, 因而会挤出女性参与劳动的机会。Cha和Weeden^[24]研究发现, 从家庭分工的角度来看, 男性劳动时间的延长会使更多的家务负担落到女性身上, 从而进一步压缩了女性参与劳动市场的时间。总体而言, 当前对这一问题的探讨还非常有限, 且没有得到一致结论。

在已有研究的基础上, 本文尝试分析1995—2018年中国城镇雇员过度劳动对工资增长的影响及变化趋势, 并估算过度劳动对工资差距的影响。需要指出的是, 本文使用周平均劳动时间衡量劳动时间。对于从事季节性行业或并非全年就业的雇员而言, 这种衡量方式可能低估了他们工作时的劳动强度。这类雇员不仅面临着过度劳动问题, 还面临着在部分时间段由于劳动不足而缺乏收入来源的问题。

三、研究设计

(一) 理论分析

在理论上, 我们首先需要回答这样一个问题: 为什么会存在过度劳动或延长劳动时间的现象? 延长劳动时间的内在驱动力来自用人单位还是雇员? 又是什么因素使得劳动时间不能无限延长, 其约束因素又是什么? 笔者认为, 在大多数情况下, 延长劳动时间是用人单位和雇员共同选择的结果。用人单位希望雇员加班, 并从中获得更大的收益, 部分雇员也愿意加班并获得加班工资。因此, 从这个角度来说无论是对用人单位还是对雇员来说, 加班都是有利的, 即形成双赢的局面。当然这种双赢的局面是有约束条件的, 且这个约束条件并不来自用人单位^[25]。用人单位

希望雇员加班时间越长越好。因为加班的劳动生产率是固定的,且在加班的单位小时工资不变的情况下,用人单位获得的额外收益会随着加班时间的延长而不断增加,单位产出的劳动力成本则会不断下降。

对于用人单位来说,劳动力成本(L)是由三部分构成: $L=f(L_f, L_p, V)$ 。其中, L_f 表示固定成本,主要包括招聘费用、社保费用和管理费用等; L_p 表示可变成本,主要包括与劳动时间(计时)或完成工作任务(计件)挂钩的成本(工资); V 表示随机成本,主要包括一些不确定因素带来的劳动成本,如雇员的工伤事故和安全事故赔偿等。其中,固定成本并不随雇员劳动时间的延长而增加,而单位产出的不变劳动成本却随着劳动时间的延长而不断下降;可变成本是劳动时间的函数,在计件工资制度下,单位产出的可变劳动成本是一个常量;随机成本一般情况下不会随着劳动时间延长而有所变化。劳动时间延长带来产量的增加,单位产品分摊的固定成本会降低,从而使得单位劳动成本下降,并给用人单位带来更大的利润。这是用人单位愿意延长劳动时间的主要动力。在现实中,用人单位不会选择增加雇员来完成订单任务,因为这样会增加单位产出的劳动成本,通常情况下用人单位会为了完成工作任务要求雇员延长劳动时间,从而节约单位产出的劳动力成本。

劳动时间的延长是有限度的,其主要源于相关政策法规的约束,核心原因在于劳动者生理与体力的耐受极限。从普遍认知来看,劳动者的劳动时间存在临界值,且该临界值具有个体差异性,既取决于个人的体质与健康状况,又与工作强度有关。由于存在生理层面的耐受极限,因而过度劳动通常会对健康造成损害,且这种损害一般会随着劳动时间的延长而不断加剧。显然,耐受极限同样因人而异。在多数情况下,劳动者在选择加班时长时,会将其控制在自身健康耐受极限范围内,但不排除部分劳动者在较高加班工资的激励下,选择超出自身耐受极限进行过度劳动。这种行为可视为一种理性选择,是劳动者在权衡健康损害(成本)与加班工资(收益)后的决策结果。鉴于此类情况存在的可能性,政府需通过政策法规对加班时间加以限定。特别是在财政支出或社保基金承担劳动者医疗费用的制度框架下,由于劳动者加班导致的健康损害成本会转嫁至公共支出,因而政府将更有动力限制劳动时间的延长。

(二) 模型构建

本文的被解释变量为过度劳动,采用周平均劳动时间(OTW)衡量。使用工作时间决定模型计算周平均劳动时间。其中, OWT 表示周劳动时间,若周平均劳动时间超过40小时,则 $OWT=1$;若周平均劳动时间小于或等于40小时,则 $OWT=0$ 。工作时间决定模型如式(1)所示:

$$OWT = P(Wage, Mchild, Fchild, Age, Age_sq, Edu, Contract, Manager, Professional, Ownership, Prov, Year) \quad (1)$$

本文的解释变量如下: $Wage$ 表示小时工资^①。 $Mchild$ 表示男性子女状况^②,其中,男性单身(无子女), $Mchild=1$;男性双职工(无子女), $Mchild=2$;男性双职工(有子女), $Mchild=3$;男性单身(有子女), $Mchild=4$;男性单职工(无子女), $Mchild=5$;男性单职工(有子女), $Mchild=6$ 。 $Fchild$ 表示女性子女状况,女性单身(无子女), $Fchild=1$;女性双职工(无子女), $Fchild=2$;女性双职工(有子女), $Fchild=3$;女性单身(有子女), $Fchild=4$;女性单职工(无子女)

① 根据年工资与年工作小时数计算得到。

② 本文将不处于婚姻(或同居)状态,且没有16岁以下儿童定义为“单身(无子女)”;户主与配偶或儿子/女儿与儿媳/女婿均工作(不特指工薪类工作),且没有16岁以下儿童定义为“双职工(无子女)”;户主与配偶或儿子/女儿与儿媳/女婿均工作(不特指工薪类工作),且有16岁以下儿童定义为“双职工(有子女)”;不处于婚姻(或同居)状态,且有16岁以下儿童定义为“单身(有子女)”;户主与配偶或儿子/女儿与儿媳/女婿中仅有一人工作(不特指工薪类工作),且没有16岁以下儿童定义为“单职工(无子女)”;户主与配偶或儿子/女儿与儿媳/女婿中仅有一人工作(不特指工薪类工作),且有16岁以下儿童定义为“单职工(有子女)”。女性分类定义与男性相同。

女), $Fchild=5$; 女性单职工 (有子女), $Fchild=6$ 。 Age 表示年龄; Age_sq 表示年龄的平方。 Edu 表示受教育水平, 其中, 小学以下, $Edu=1$; 小学或初中, $Edu=2$; 高中/中专/技校/职高, $Edu=3$; 大专及以上, $Edu=4$ 。 $Contract$ 表示合同类型^①, 其中, 固定职工或长期合同, $Contract=1$; 非长期合同, $Contract=0$ 。 $Manager$ 表示是否为管理者^②, 其中, 管理者, $Manager=1$; 非管理者, $Manager=0$ 。 $Professional$ 表示是否为专业技术人员^③, 其中, 专业技术人员, $Professional=1$; 非专业技术人员, $Professional=0$ 。 $Ownership$ 表示单位所有制^④, 其中, 体制内, $Ownership=1$; 体制外, $Ownership=0$ 。 $Prov$ 表示省份, $Year$ 表示年份。

本文构建 Logit 模型如式 (2) 所示:

$$\begin{aligned} \text{Logit}[P_{OWT}(Y=1)] &= \ln \left[\frac{P_{OWT}(Y=1)}{1 - P_{OWT}(Y=1)} \right] \\ &= \alpha_0 + \alpha_1 Wage_i + \alpha_2 Mchild_i + \alpha_3 Fchild_i + \alpha_4 Age_i + \alpha_5 Age_sq_i + \alpha_6 Edu_i + \alpha_7 Contract_i + \\ &\quad \alpha_8 Manager_i + \alpha_9 Professional_i + \alpha_{10} Ownership_i + \alpha_{11} Prov_p + \alpha_{12} Year_t + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

其中, Y 是虚拟变量, i 是个体, p 是省份, t 是年份, ε 是随机扰动项。

为了探究各影响因素对过度劳动决策的贡献, 本文使用 Shapley 分解模型。在式 (2) 的基础上, 把 Logit 模型的自变量改写为更加适应分解的形式, 再进一步分解至小时工资、性别、年龄、受教育水平、合同类型、是否为管理者、是否为专业技术人员、单位所有制、省份及年份等影响因素。用于分解的 Logit 模型如式 (3) 所示:

$$\begin{aligned} \text{Logit}[P_{OWT}(Y=1)] &= \ln \left[\frac{P_{OWT}(Y=1)}{1 - P_{OWT}(Y=1)} \right] \\ &= \beta_0 + \beta_1 Wage_i + \beta_2 Mchild_i + \beta_3 Fchild_i + \beta_4 Age_i + \beta_5 Age_sq_i + \beta_6 Edu_i + \beta_7 Contract_i + \\ &\quad \beta_8 Manager_i + \beta_9 Professional_i + \beta_{10} Ownership_i + \beta_{11} Prov_p + \beta_{12} Year_t + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

为了分析加班工资增长对雇员收入增长的贡献及加班工资增长的来源, 本文计算了加班工资对全体雇员和过度劳动雇员工资增长的贡献率, 并将加班工资的增长分解为由劳动时间延长所带来的时间效应, 以及由工资率提升而带来的工资效应, 计算公式如式 (4)、式 (5) 和式 (6) 所示:

$$\text{加班工资贡献率} = \frac{\text{加班工资年均增长率}}{\text{过度劳动雇员工资增长率}} \quad (4)$$

$$\text{时间效应} = \frac{\text{加班时间增长率}}{\text{加班工资增长率}} \quad (5)$$

$$\text{工资效应} = \frac{\text{加班小时工资增长率}}{\text{加班工资增长率}} \quad (6)$$

本文使用工资模型验证劳动时间与工资收入的关系, 其中, 被解释变量为雇员的年工资 (W_i); 解释变量为周平均劳动时间 (WT_i); 雇员的个人特征和就业特征为控制变量, 主要包括年龄 (Age_i), 受教育程度 (Edu_i), 男性子女状况 ($Mchild_i$), 女性子女状况 ($Fchild_i$), 合同类型 ($Contract_i$), 是否为管理者 ($Manager_i$), 是否为专业技术人员 ($Professional_i$), 单位所有制 ($Ownership_i$), 省份 ($Prov_p$), 年份 ($Year_t$)。构建基准回归模型如式 (7) 所示:

- ① 本文将固定职工 (包括公务员、事业单位在编人员) 或签有长期合同的雇员定义为固定职工或长期合同, 否则为非长期合同。
- ② 本文将具有中级及以上职称、或为科级及以上干部、或为中层及以上管理人员、或为单位 (部门) 负责人的雇员定义为管理者, 否则为非管理者。
- ③ 是否为专业技术人员根据问卷中关于职业种类的回答定义。
- ④ 本文将在党政机关团体、事业单位、国有企业、地方全民所有制和城市集体所有制等单位工作的雇员定义为体制内, 否则为体制外。

$$W_i/1\,000 = \gamma_0 + \gamma_1 WT_i + \gamma_2 Fchild_i + \gamma_3 Mchild_i + \gamma_4 Age_i + \gamma_5 Age_sq_i + \gamma_6 Edu_i + \gamma_7 Contract_i + \gamma_8 Manager_i + \gamma_9 Professional_i + \gamma_{10} Ownership_i + \gamma_{11} Prov_p + \gamma_{12} Year_i + \varepsilon_i \tag{7}$$

本文使用RIF-I-OLS模型识别劳动时间延长或过度劳动对工资差距的影响。其中，被解释变量为雇员工资性收入基尼系数的RIF函数，解释变量为周平均劳动小时数或是否过度劳动，控制变量与式（7）保持一致。具体模型设置如式（8）所示：

$$RIF(W_i; \nu) = \theta_0 + \theta_1 WT_i + \theta_2 Mchild_i + \theta_3 Fchild_i + \theta_4 Age_i + \theta_5 Age_sq_i + \theta_6 Edu_i + \theta_7 Contract_i + \theta_8 Manager_i + \theta_9 Professional_i + \theta_{10} Ownership_i + \theta_{11} Prov_p + \theta_{12} Year_i + \varepsilon_i \tag{8}$$

其中， $RIF(W_i; \nu)$ 表示工资性收入基尼系数的再中心化影响函数， θ_1 表示周平均劳动时间每上升一个单位（或过度劳动），工资性收入基尼系数的再中心化影响函数的变化。

（三）数据来源

本文利用1995—2018年中国家庭收入调查（CHIP）数据，研究城镇地区在过去一年中有劳动时间且有工资性收入的雇员（含流动人口）样本。样本年龄为16—60岁。本文剔除了周平均劳动时间在100小时以上的样本，以及周平均劳动时间在35小时以下，且年工资性收入在1 000元以下的样本。

（四）描述性统计

本文主要变量的描述性统计结果如表1所示。由表1可知，雇员的周平均劳动时间从1995年的42.3小时上升至2002年的44.4小时，随后在2013—2018年略有下降，至2018年下降至43.7小时。其原因有可能与非全年就业或非全职雇员比重的上升有关^[5]。本文的研究结果也提供了相关的证据。从劳动状态^①的群组分布来看，正常劳动雇员比重逐年下降，过度劳动雇员和劳动不足雇员比重整体处于上升趋势。截至2013年，过度劳动雇员的比重已超过正常劳动雇员的比重。20世纪末至21世纪初的美国劳动力市场也表现出相似的特征，学者们将其概括为劳动时间的两极分化^[25]。调查期间，雇员就业结构和个人特征同样发生了一些值得注意的变化。从个人特征来看，在年龄方面，样本雇员的平均年龄在调查期间持续上升，2018年样本雇员平均年龄约为40.9岁。在受教育水平方面，雇员的学历水平有所提升，大专及以上学历雇员占比不断提高。从职业特征来看，雇员中签订非长期劳动合同的占比快速上升，2018年签订非长期劳动合同雇员的人数已超过签订固定或长期合同雇员的人数。从单位所有制性质来看，体制外雇员人数也大幅度上升，2013年，样本中半数以上雇员就职于体制外单位。此外，雇员中管理者和技术人员的比重均有所下降。

表1 主要变量的描述性统计结果

变 量		1995年	2002年	2013年	2018年
		N=11 290	N=10 209	N=8 112	N=13 264
周平均劳动时间		42.3（7.6）	44.4（12.8）	44.1（10.8）	43.7（12.9）
劳动状态	劳动不足	724（6.4%）	1 057（10.1%）	858（10.6%）	2 125（16.0%）
	正常劳动	5 964（53.2%）	5 295（50.7%）	3 508（43.4%）	4 906（37.0%）
	过度劳动	4 537（40.4%）	4 082（39.2%）	3 724（46.0%）	6 237（47.0%）
小时工资（元）		4.770（3.3）	7.920（7.3）	20.267（19.6）	27.422（30.7）
年工资（元）		10 164.2（6 042.6）	16 580.6（11 491.7）	42 819.1（33 269.4）	56 531.7（47 450.8）
男 性		5 943（52.9%）	5 800（55.6%）	4 566（56.4%）	7 331（55.3%）
男 性	单身（无子女）	660（11.1%）	563（9.7%）	561（12.2%）	802（10.9%）
	单身（有子女）	83（1.4%）	105（1.8%）	45（1.0%）	108（1.5%）

① 本文将平均周劳动时间大于0，但不足35小时定义为“劳动不足”；周平均劳动时间大于或等于35小时且小于或等于40小时定义为“正常劳动”；周平均劳动时间大于40小时定义为“过度劳动”。

续表					
变 量		1995年	2002年	2013年	2018年
		N=11 290	N=10 209	N=8 112	N=13 264
男 性	双职工（无子女）	1 547（26.0%）	1 455（25.1%）	1 355（29.7%）	1 959（26.7%）
	双职工（有子女）	3 029（51.0%）	2 177（37.5%）	1 407（30.8%）	2 426（33.1%）
	单职工（无子女）	394（6.6%）	933（16.1%）	729（16.0%）	1 060（14.5%）
	单职工（有子女）	230（3.9%）	567（9.8%）	469（10.3%）	976（13.3%）
女 性		5 282（47.1%）	4 634（44.4%）	3 524（43.6%）	5 937（44.7%）
女 性	单身（无子女）	509（9.6%）	485（10.5%）	411（11.7%）	643（10.8%）
	单身（有子女）	120（2.3%）	151（3.2%）	60（1.7%）	153（2.6%）
	双职工（无子女）	1 433（27.1%）	1 427（30.8%）	1 354（38.4%）	2 022（34.1%）
	双职工（有子女）	2 976（56.3%）	2 104（45.4%）	1 346（38.2%）	2 490（41.9%）
	单职工（无子女）	125（2.4%）	277（6.0%）	223（6.3%）	364（6.1%）
	单职工（有子女）	119（2.3%）	190（4.1%）	130（3.7%）	265（4.5%）
年龄（岁）		38.6（9.5）	39.6（9.3）	40.5（9.6）	40.9（9.6）
年龄的平方		1 579.7（736.8）	1 654.0（726.9）	1 731.4（774.5）	1 764.7（787.9）
受教育水平	小学以下	38（0.3%）	108（1.0%）	30（0.4%）	41（0.3%）
	小学或初中	3 838（34.2%）	3 089（29.6%）	2 377（29.4%）	4 294（32.4%）
	高中/中专/技校/职高	4 638（41.3%）	4 001（38.4%）	2 433（30.1%）	3 314（25.0%）
	大专及以上	2 711（24.2%）	3 230（31.0%）	3 250（40.1%）	5 611（42.3%）
合同类型	固定职工或长期合同	10 710（96.5%）	7 233（69.5%）	4 543（56.6%）	6 478（49.1%）
	非长期合同	384（3.5%）	3 181（30.5%）	3 488（43.4%）	6 718（50.9%）
是否为管理者	管理者	3 020（26.9%）	2 638（25.3%）	1 947（24.1%）	2 783（21.0%）
	非管理者	8 205（73.1%）	7 796（74.7%）	6 143（75.9%）	10 485（79.0%）
是否为专业技术人员	专业技术人员	2 591（23.1%）	2 201（21.1%）	1 626（20.6%）	2 683（20.2%）
	非专业技术人员	8 634（76.9%）	8 233（78.9%）	6 254（79.4%）	10 571（79.8%）
单位所有制	体制内	10 919（97.3%）	7 003（67.1%）	3 996（49.5%）	5 470（41.2%）
	体制外	300（2.7%）	3 431（32.9%）	4 077（50.5%）	7 794（58.8%）

注：小时工资与年工资根据消费者价格指数调整为2018年不变价，下同。周平均劳动时间、小时工资、年工资、年龄和年龄的平方的括号中为标准差，其他变量括号中为占比。

四、实证结果与分析

（一）周平均劳动时间的差异性分析

周平均劳动时间的差异性分析结果如表2所示。由表2可知，从人口特征来看，在年龄方面，16—19岁的雇员周平均劳动时间波动最大，且在1995—2002年快速上升，随后又大幅度下降。其他年龄段雇员的周平均劳动时间呈现相似的趋势，但变动幅度较小。在学历方面，劳动时间表现为随学历上升而下降的趋势。1995—2002年，初中及以下学历雇员的周平均劳动时间快速上升，高中及以上学历雇员的周平均劳动时间变化不大。2013—2018年，初中及以下学历雇员的周平均劳动时间有所下降，高中/中专/技校/职高学历雇员的周平均劳动时间稳步提升，大专及以上学历雇员的周平均劳动时间相对稳定。

从经济特征来看，雇员的劳动时间也有差异。1995—2002年，处于家庭人均收入最低30%雇员的周平均劳动时间明显长于家庭经济条件更好的雇员，但在2013—2018年，家庭人均收入

处于最低30%雇员的周平均劳动时间有所下降，并逐渐接近于家庭人均收入中间40%雇员的周平均劳动时间。从年工资来看，劳动时间的变化趋势呈现出相似的特征。1995—2002年，年工资最低30%雇员的周平均劳动时间更长，且呈现上升趋势，此后快速下降。相反，年工资最高30%雇员的周平均劳动时间在2002年后有所上升，而处于年工资中间40%的雇员周平均劳动时间始终呈现上升趋势。从职业特征来看，非长期合同的雇员、非管理者以及体制外雇员的周劳动时间明显较长，专业技术人员的劳动时间较短。可能的原因是非长期合同的雇员和体制外雇员因劳动保护弱和竞争压力大，非管理者从事直接生产劳动受任务量驱使，因而劳动时间较长。

表2 周平均劳动时间的差异性分析

变 量			1995年	2002年	2013年	2018年
人口特征	男性	单身（无子女）	42.6	43.9	43.1	43.2
		单身（有子女）	44.3	46.6	47.4	44.2
		双职工（无子女）	42.0	44.3	43.7	43.8
		双职工（有子女）	42.7	44.7	44.3	45.0
		单职工（无子女）	42.7	44.1	43.5	43.6
		单职工（有子女）	44.0	46.8	44.7	46.4
	女性	单身（无子女）	42.4	44.7	42.6	40.9
		单身（有子女）	43.6	45.7	45.3	42.5
		双职工（无子女）	41.7	43.1	42.5	41.6
		双职工（有子女）	42.1	43.6	42.9	41.2
		单职工（无子女）	41.5	42.6	42.9	41.7
		单职工（有子女）	42.0	42.7	44.7	43.4
	年龄	16—19岁	43.4	55.1	46.8	40.6
		20—29岁	42.7	46.5	43.3	42.6
		30—39岁	42.5	45.4	43.7	43.8
		40—49岁	42.0	42.6	43.7	43.6
		50—60岁	41.9	42.6	42.7	41.9
	受教育水平	小学以下	44.4	66.0	44.9	42.5
		小学或初中	43.1	49.3	45.6	44.8
		高中/中专/技校/职高	42.2	42.5	43.6	43.9
		大专及以上学历	41.3	40.5	41.7	41.4
经济特征	家庭人均收入	最低30%	43.3	47.4	44.5	43.4
		中间40%	41.9	43.5	43.9	43.7
		最高30%	41.8	41.9	41.8	42.2
	年工资	最低30%	43.2	47.0	43.1	40.4
		中间40%	41.9	43.9	44.3	45.0
		最高30%	41.9	41.7	42.6	43.4
职业特征	合同类型	固定职工或长期合同	42.2	41.1	42.4	42.8
		非长期合同	45.1	51.0	44.8	43.5
	是否为管理者	管理者	41.7	40.7	42.1	42.4
		非管理者	42.5	45.3	43.9	43.3
	是否为专业技术人员	专业技术人员	41.3	41.3	41.9	42.9
		非专业技术人员	42.6	44.9	43.8	43.2
	单位所有制	体制内	42.2	41.3	41.9	41.8
		体制外	45.8	50.0	45.0	44.1

（二）过度劳动影响因素的分析

劳动供给的决策是劳动力市场供需双方博弈的结果。一方面，用人单位有延长劳动时间、提高生产效率的动力。相对于增加雇员的数量，用人单位通过延长劳动时间增加劳动供给是更为经济的手段。但出于对避免工伤事故和减少安全事故赔偿、改善劳动环境及吸引更多优质雇员的考虑，用人单位并不会无限度要求雇员过度劳动。另一方面，雇员同样具有通过过度劳动获得更高收入的动力，这一动力的大小取决于工资率。当雇员可以在周平均劳动时间40小时内获得足够的收入，其将缺乏过度劳动的动力；当雇员无法在适度劳动时间内获得足够的收入，其将具有更强烈的意愿通过过度劳动来增加收入，但当小时工资过低时，雇员通过过度劳动所能获得的收入有限，其过度劳动意愿也将下降。此外，雇员还需要在其有限的时间和体力下平衡社会劳动和家庭劳动的时间。

如前文所述，雇员的经济压力与职业特征均会对过度劳动决策产生影响。过度劳动影响因素的Logit分析结果如表3所示。由表3可知，小时工资的提高可以显著降低雇员过度劳动的意愿，这表明当雇员在适度劳动时间内可以获得足够的收入时，其过度劳动的意愿将显著下降。女性的过度劳动意愿普遍低于男性，且女性的配偶工作状况与子女情况对其过度劳动意愿均不产生显著影响。总体来看，男性单职工（有子女）的雇员过度劳动的意愿最高，男性单身（无子女）过度劳动的意愿最低，表现为家庭经济负担增加将显著延长男性的劳动时间。这与家庭中传统的性别角色分工相一致，男性通常承担更多的家庭经济责任，女性则承担更多的家庭照料责任。因此，面对家庭负担的加重使男性过度劳动的意愿增加。从学历来看，随着受教育水平的提升，过度劳动的意愿显著下降，但这一梯度有递减的趋势。2018年，仅有大专及以上学历雇员过度劳动的意愿显著低于小学以下学历的雇员。拥有固定职工或长期劳动合同的雇员，以及在体制内工作的雇员过度劳动意愿较低，但群体间的差异在不断缩小。相对于非管理者，管理者的过度劳动意愿更高；相对体制外雇员，体制内雇员过度劳动的意愿更低。从时间趋势上来看，在调查期间内雇员过度劳动的意愿有上升趋势。

表3 过度劳动影响因素的Logit分析结果

变 量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		全样本	1995年	2002年	2013年	2018年
小时工资		-0.046*** (0.002)	-0.481*** (0.041)	-0.264*** (0.017)	-0.061*** (0.005)	-0.039*** (0.003)
男 性	单身（无子女）	0.128 (0.083)	0.142 (0.249)	-0.142 (0.165)	0.314* (0.168)	0.410*** (0.132)
	单身（有子女）	0.253* (0.152)	1.058** (0.415)	-0.229 (0.278)	0.205 (0.370)	0.458* (0.249)
	双职工（无子女）	0.609*** (0.080)	0.841*** (0.275)	0.867*** (0.169)	0.348** (0.160)	0.734*** (0.126)
	双职工（有子女）	0.596*** (0.076)	0.899*** (0.256)	0.813*** (0.157)	0.453*** (0.154)	0.728*** (0.121)
	单职工（无子女）	0.648*** (0.088)	1.196*** (0.314)	1.071*** (0.180)	0.285 (0.176)	0.737*** (0.138)
	单职工（有子女）	0.685*** (0.087)	1.266*** (0.325)	1.031*** (0.182)	0.505*** (0.179)	0.811*** (0.134)
女 性	单身（有子女）	0.105 (0.137)	0.494 (0.391)	-0.065 (0.242)	0.211 (0.319)	0.042 (0.233)
	双职工（无子女）	0.062 (0.081)	0.220 (0.280)	0.118 (0.167)	-0.205 (0.160)	0.129 (0.126)
	双职工（有子女）	0.017 (0.076)	0.241 (0.255)	0.170 (0.152)	-0.063 (0.154)	-0.020 (0.121)

续表

变 量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		全样本	1995年	2002年	2013年	2018年
女 性	单职工（无子女）	-0.079 (0.121)	-0.123 (0.506)	-0.066 (0.250)	-0.287 (0.242)	0.016 (0.184)
	单职工（有子女）	-0.359** (0.145)	-0.507 (0.638)	-0.544* (0.285)	-0.220 (0.297)	-0.278 (0.223)
年 龄		0.025* (0.013)	0.016 (0.042)	0.015 (0.028)	0.113*** (0.028)	0.097*** (0.022)
年龄的平方		-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
受教育水平	小学或初中	-1.184*** (0.153)	-0.891** (0.429)	-1.190*** (0.243)	-0.517 (0.389)	0.023 (0.334)
	高中/中专/技校/职高	-1.653*** (0.154)	-1.199*** (0.436)	-1.857*** (0.247)	-0.809** (0.391)	-0.266 (0.336)
	大专及以上	-1.886*** (0.157)	-1.163*** (0.448)	-1.890*** (0.259)	-1.013** (0.396)	-0.615* (0.338)
固定职工或长期合同		-0.408*** (0.035)	-0.443** (0.176)	-1.056*** (0.072)	-0.046 (0.071)	-0.003 (0.054)
管理者		0.373*** (0.042)	0.629*** (0.116)	0.600*** (0.102)	0.438*** (0.085)	0.397*** (0.068)
专业技术人员		0.063 (0.039)	0.019 (0.117)	-0.020 (0.093)	0.187** (0.082)	0.148** (0.060)
体制内		-0.508*** (0.035)	-0.950*** (0.195)	-0.670*** (0.064)	-0.490*** (0.073)	-0.365*** (0.054)
年 份	2002年	1.199*** (0.051)				
	2013年	1.763*** (0.059)				
	2018年	2.018*** (0.060)				
省 份		控制	控制	控制	控制	控制
常数项		-0.828*** (0.287)	1.420 (0.879)	2.559*** (0.535)	-2.349*** (0.652)	-1.246*** (0.319)
观测值		42 485	11 089	10 408	7 819	13 169
R ²		0.153	0.119	0.280	0.120	0.107

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著，括号内为标准误，下同。女性单身（无子女）、小学以下学历、非长期合同、非管理者和非体制内为参照组，表中没有列示，表7同。

过度劳动影响因素贡献的Shapley分解结果如表4所示。由表4可知，除时间趋势外，单位所有制和合同类型是过度劳动决策的另外两大影响因素，这表明雇员选择过度劳动的原因主要来自职业要求。可能的原因在于，一方面，《中华人民共和国劳动法》等权益保障类法律法规在体制内用人单位的贯彻落实程度最高，而在体制外用人单位的贯彻落实程度往往不如体制内，且体制外用人单位有更强烈的逐利动机，因而更容易出现雇员过度劳动问题。另一方面，相较于体制内雇员及固定职工或长期合同雇员，体制外和缺乏长期劳动合同保障的雇员工作缺乏稳定性，导致此类型雇员不得不通过过度劳动以增强自身工作的稳定性。小时工资和受教育水平对过度劳动的贡献率分别为13.0%和11.6%，是仅次于单位所有制和合同类型的两大因素。小时工资对过度劳动较高的贡献率既印证了经济压力对雇员劳动时间的影响，也与劳动力市场职位分割理论相呼应，即劳动力市场被分割为高工资、低劳动时间的“好工作”与低工资、高劳动时间的“差工作”。受教育水平对过度劳动的影响通过雇员的职业选择得以体现，受教育水平高的雇员更可能获得“好工作”。

表4 过度劳动影响因素贡献的Shapley分解

影响因素	Shapley值	贡献率	影响因素	Shapley值	贡献率
小时工资	0.020	13.0%	是否为专业技术人员	0.001	0.7%
年 龄	0.002	1.6%	单位所有制	0.030	19.8%
性 别	0.006	4.0%	省 份	0.007	4.9%
受教育水平	0.018	11.6%	年 份	0.038	24.9%
合同类型	0.027	17.7%	合 计	0.151	100.0%
是否为管理者	0.003	1.8%			

（三）过度劳动与工资增长

各劳动状态雇员年工资及年均实际增长率如表5所示，综合表1和表5可知，1995—2018年，雇员平均小时工资与年工资始终保持上升趋势，年均实际增长率分别为7.9%和7.2%。其中，2002—2013年是工资增速最快的阶段，小时工资和年工资的年均实际增长率分别为8.9%和9.0%；2013—2018年，平均小时工资与年工资的年均实际增长率则出现了较大幅度的下降，分别为6.2%和5.7%。就年工资水平而言，正常劳动雇员（多为体制内雇员）年工资最高，过度劳动雇员（多为企业雇员）次之，劳动不足雇员（多为就业不足人群）年工资最低。就工资的年均实际增长率而言，1995—2013年，正常劳动的雇员工资增速最快，但在2013—2018年，过度劳动雇员的工资增幅超过正常劳动雇员和劳动不足雇员，这意味着过度劳动雇员和正常劳动雇员的工资差距在不断缩小。

表5 各劳动状态雇员年工资及年均实际增长率

年 份		1995年	2002年	2013年	2018年
年工资	全样本	10 164.2	16 580.6	42 819.1	56 531.7
	劳动不足	9 133.4	14 451.2	31 766.4	40 133.3
	正常劳动	10 580.6	18 415.5	51 297.2	66 997.5
	过度劳动	9 584.0	14 509.4	37 026.0	53 490.2
时间段			1995—2002年	2002—2013年	2013—2018年
年均实际 增长率	全样本		7.2%	9.0%	5.7%
	劳动不足		6.8%	7.4%	4.8%
	正常劳动		8.2%	9.8%	5.5%
	过度劳动		6.1%	8.9%	7.6%

过度劳动对工资增长的贡献及分解结果如表6所示，表6将过度劳动工资增长分解为时间效应和工资效应。其中，过度劳动工资是指雇员周平均劳动时间在40小时以上而带来的工资收入。过度劳动工资增长对全体雇员工资增长的贡献率，采用过度劳动工资增长与全体雇员工资增长的比值衡量；过度劳动对过度劳动雇员工资增长的贡献率，采用过度劳动工资增长与过度劳动雇员工资增长的比值衡量。

由表6可知，1995—2002年是过度劳动工资增长幅度最大的时期，年均增长率达到13.5%，这与表5中的年均实际增长率结果不同。同时，1995—2002年也是过度劳动工资对雇员年工资增长贡献最大的时期。在这一时期，过度劳动工资的增长主要来自加班时间的延长，小时工资提高的贡献率占42.7%。2002—2013年，过度劳动工资增长幅度最小，对全体雇员及过度劳动雇员增长的贡献也相对有限。主要原因在于，在此期间，雇员的劳动时间有所下降。2013—2018年，过度劳动工资增速有所回升，对全体雇员及过度劳动雇员年工资增长的贡献也有所提高，但与1995—2002年不同的是，这一时期过度劳动工资对全体雇员工资增长的贡献高于对过度劳动雇

员的贡献，可见，过度劳动的普遍化是产生这一现象的原因。此外，在这一时期，过度劳动工资的增长同样主要来自小时工资的提升，而非劳动时间的延长，因而过度劳动强度得到了一定控制。

表6 过度劳动对工资增长的贡献及分解结果

年 份	过度劳动 工资增长率	过度劳动工资贡献率		过度劳动工资增长分解	
		全体雇员	过度劳动雇员	时间效应	工资效应
1995—2002年	13.5%	37.3%	48.0%	57.3%	42.7%
2002—2013年	6.9%	16.4%	19.1%	-31.5%	131.5%
2013—2018年	9.3%	35.2%	29.2%	21.9%	78.1%

劳动时间对工资增长的回归结果如表7所示。由表7可知，在2002年、2013年和2018年，过度劳动可以显著提高年工资水平，且过度劳动对工资增长的作用效果逐年增强。由表7列（1）可知，在控制了地域特征、人口特征、经济特征及时间效应后，雇员的周平均劳动时间每延长1小时，年工资将增长228元。由表7列（2）至列（5）可知，劳动时间对工资增长的影响逐年提升。具体而言，在1995年，雇员的周平均劳动时间每提高1小时，年工资将下降11元，而在2002年、2013年和2018年，雇员的周平均劳动时间每提高1小时，年工资将分别提高47元、143元和293元。

从年龄来看，雇员的年龄增长与工资增长间始终呈现倒U型关系。由表7可知，1995年，雇员的年龄与工资间关系的峰值出现在49岁，即在49岁之前，雇员随年龄增长可以带来工资水平的提高，但在49岁之后，雇员的年龄增长将对工资水平产生负面影响，在此之后，这一峰值迅提前至43岁前后。2018年，雇员的年龄在43岁之后，工资水平将随着年龄的增长而下降。从性别来看，在控制周平均劳动时间后，不同性别雇员的工资差距依然在逐年扩大。1995年，男性工资是对照组女性单身（无子女）工资的1倍至2.95倍，至2018年，这一比值达到6.34倍至23.86倍，这表明男性和女性的工资差距不仅来自劳动时间的差距，同样来自工资率的差距。从受教育水平来看，不同学历间工资差距既有缩小趋势，又有扩大趋势。缩小趋势体现在，小学或初中学历雇员与对照组小学以下学历雇员间的工资差距在消失；扩大趋势则体现在高中/中专/技校/职高学历雇员与对照组小学以下学历雇员之间，以及高中/中专/技校/职高学历雇员与大专及以上雇员之间。一方面，这体现出中国雇员的平均受教育水平在不断提高。另一方面，这也反映出教育的投资回报率在不断提升。此外，不同管理者、专业技术人员的工资差距均有逐年扩大的趋势。

表7 劳动时间对工资增长的回归结果

变 量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		全样本	1995年	2002年	2013年	2018年
周平均劳动时间		0.228*** (0.011)	-0.011* (0.006)	0.047*** (0.008)	0.143*** (0.025)	0.293*** (0.023)
年 龄		1.733*** (0.135)	0.392*** (0.048)	0.523*** (0.087)	2.986*** (0.280)	4.485*** (0.362)
年龄的平方		-0.022*** (1.091)	-0.004*** (0.437)	-0.006*** (0.615)	-0.034*** (2.036)	-0.052*** (2.216)
男 性	单身（无子女）	1.339** (0.667)	0.297 (0.279)	0.683 (0.520)	4.622*** (1.637)	5.347*** (1.584)
	单身（有子女）	2.186* (1.249)	0.757 (0.619)	0.457 (0.835)	0.809 (3.106)	10.547*** (3.117)
	双职工（无子女）	6.354*** (0.705)	1.654*** (0.304)	3.210*** (0.541)	7.281*** (1.533)	13.233*** (1.610)

续表						
变 量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		全样本	1995 年	2002 年	2013 年	2018 年
男 性	双职工（有子女）	5.385*** (0.652)	1.375*** (0.280)	2.477*** (0.521)	8.297*** (1.517)	14.118*** (1.520)
	单职工（无子女）	7.593*** (0.796)	1.953*** (0.394)	3.652*** (0.574)	8.426*** (1.725)	13.769*** (1.764)
	单职工（有子女）	12.145*** (0.002)	1.455*** (0.001)	3.669*** (0.001)	12.480*** (0.003)	22.858*** (0.005)
女 性	单身（有子女）	0.138 (0.976)	0.063 (0.372)	-1.240* (0.690)	0.571 (3.217)	-0.740 (2.188)
	双职工（无子女）	-0.714 (0.665)	0.005 (0.295)	0.441 (0.521)	-2.480* (1.504)	-0.881 (1.448)
	双职工（有子女）	-0.938 (0.616)	0.467* (0.273)	0.200 (0.487)	-2.829** (1.412)	-2.021 (1.382)
	单职工（无子女）	0.275 (1.071)	-0.875** (0.412)	-0.140 (0.684)	-1.590 (1.865)	1.584 (2.427)
	单职工（有子女）	-0.470 (1.268)	-0.043 (0.463)	-0.735 (0.790)	-3.643 (2.407)	3.102 (2.873)
受教育水平	小学或初中	-3.117*** (0.915)	2.187*** (0.655)	0.975 (0.680)	-1.144 (2.127)	2.109 (2.624)
	高中/中专/技校/职高	0.270 (0.942)	3.147*** (0.658)	3.424*** (0.693)	4.103* (2.205)	7.869*** (2.762)
	大专及以上	8.752*** (0.977)	4.048*** (0.669)	7.030*** (0.732)	14.182*** (2.296)	26.251*** (2.772)
固定职工或长期合同		13.195*** (0.414)	1.901*** (0.304)	4.378*** (0.247)	11.642*** (0.754)	12.228*** (0.852)
管理者		10.030*** (0.452)	1.533*** (0.143)	4.009*** (0.315)	13.033*** (0.979)	24.892*** (1.322)
专业技术人员		2.563*** (0.389)	0.595*** (0.129)	1.377*** (0.277)	4.951*** (0.956)	4.970*** (1.018)
体制内		4.702*** (0.437)	-1.492*** (0.455)	-0.172 (0.238)	1.310 (0.855)	4.910*** (0.920)
年 份	2002 年	9.606*** (0.216)				
	2013 年	37.397*** (0.422)				
	2018 年	52.738*** (0.493)				
省 份		控制	控制	控制	控制	控制
常数项		-41.595*** (2.538)	-0.069 (1.173)	-0.531 (1.715)	-27.937*** (5.695)	-61.602*** (6.909)
观测值		42 487	11 089	10 408	7 819	13 171
R ²		0.464	0.360	0.334	0.336	0.340

鉴于过度劳动雇员与非过度劳动雇员的小时工资差距较大，工作时间延长对工资增长的影响也有所不同，本分将样本划分为非过度劳动雇员和过度劳动雇员，劳动时间对这两类雇员工资增长的影响结果如表8所示。

由表8可知，劳动时间的延长依然可以提高过度劳动雇员的工资水平，但对非过度劳动雇员的工资增长作用更大。从变化趋势来看，在过度劳动雇员中，劳动时间延长对工资增长的作用在年度间的增长幅度更大。1995年，在过度劳动雇员中，周平均劳动时间延长对年工资没有显著影响，但2018年，过度劳动雇员的周平均劳动时间每延长1小时，年工资可以提高174元。可见，非过度劳动雇员与过度劳动雇员的小时工资差距进一步缩小。

表8 劳动时间对不同劳动状态雇员工资增长的影响

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	1995年	2002年	2013年	2018年
Panel A: 非过度劳动雇员				
周平均劳动时间	0.065*** (0.011)	0.170*** (0.018)	0.418*** (0.052)	0.470*** (0.046)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.760* (1.522)	-9.613*** (2.393)	-45.685*** (9.460)	-73.944*** (9.293)
观测值	6 604	6 337	4 229	6 976
R ²	0.346	0.354	0.354	0.369
Panel B: 过度劳动雇员				
周平均劳动时间	0.003 (0.014)	0.022* (0.013)	0.090** (0.046)	0.174*** (0.055)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.274 (1.967)	4.793*** (2.406)	-20.517*** (7.720)	-46.726*** (11.290)
观测值	4 485	4 071	3 590	6 195
R ²	0.384	0.311	0.290	0.309

（四）过度劳动与工资差距

如前文所述，低收入、低技能雇员过度劳动的意愿更高，过度劳动雇员通过过度劳动获得更高的工资收入。这是否意味着过度劳动在一定程度上发挥了缩小工资收入差距的作用？随着过度劳动雇员工资率的上升，过度劳动在缩小工资性收入差距上的作用有何变化？表9是不同劳动时间下年平均工资及基尼系数。由表9可知，反事实情况下，雇员年平均工资水平低于事实情况下年平均工资水平，且二者的差距逐渐扩大。1995年，反事实情况下，雇员年平均工资是事实情况下年平均工资的0.93倍，而2018年这一值为0.90。结合表6和表8可知，过度劳动雇员的工资率提高、过度劳动雇员与非过度劳动雇员小时工资差距缩小，使得加班工资在雇员工资收入中的比重提高，这表明缩短劳动时间将更大幅度地降低年工资水平。从工资差距的来看，假设过度劳动雇员缩短劳动时间至40小时，则过度劳动雇员与非过度劳动雇员的工资差距将拉大。1995年，反事实情况下的工资基尼系数相对于事实状况下提升了0.009；2002年，这一差距进一步扩大至0.023，但此后，缩短过度劳动雇员劳动时间对工资差距的影响有所降低。2013年和2018年，反事实情况下的工资基尼系数比事实情况下的工资基尼系数分别高出0.019和0.017。过度劳动在缩小工资差距中的作用下降，说明低收入雇员加班工资的提升幅度不大。结合前文研究结果可知，1995—2018年，过度劳动的雇员发生变化，从普遍存在于非管理者、非专业技术人员和低学历雇员，逐渐转向管理者、专业技术人员和高学历雇员。高人力资本雇员劳动时间的延长进一步提升了其工资水平、扩大了其工资优势，导致过度劳动在缩小工资差距方面作用的下降。

表9 不同劳动时间下年平均工资及基尼系数

年 份		1995年	2002年	2013年	2018年
年平均工资	事实	10 164.2	16 580.6	42 819.1	56 531.7
	反事实	9 484.6	15 340.6	39 311.4	50 986.0
工资基尼系数	事实	0.292	0.341	0.377	0.395
	反事实	0.301	0.364	0.396	0.412

注：笔者基于中国家庭收入调查(CHIP)数据计算。反事实是指根据过度劳动雇员小时工资计算其在周平均劳动时间为40小时的年平均工资及基尼系数。

在控制个体特征与职业特征后，本文利用 RIF-I-OLS 方法，分析周平均劳动时间及过度劳动对工资差距的影响和时间趋势的变化特征。表 10 是周平均劳动时间及过度劳动对工资差距的回归结果。由表 10 可知，在 1995 年，劳动时间的延长并不能发挥缩小工资差距的作用，反而会显著扩大雇员的工资差距，但在 2002 年及以后，劳动时间的延长将显著缩小雇员间的工资差距，且其影响在逐年上升。这说明，在控制个体与职业特征后，劳动时间的延长在缩小工资差距中的作用没有减少。以是否过度劳动为核心解释变量的回归呈现出相似的结果。在 1995 年，过度劳动问题会扩大工资差距，而在 2013 和 2018 年，过度劳动在缩小工资差距方面发挥着积极作用。总体而言，在控制个体特征与职业特征后，延长周平均劳动时间和过度劳动对降低平均年工资差距的影响在逐渐加强。

表 10 周平均劳动时间及过度劳动对工资差距的回归结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)
	1995 年	2002 年	2013 年	2018 年
Panel A：劳动时间				
周平均劳动时间	0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.863*** (0.063)	0.695*** (0.050)	0.860*** (0.072)	0.869*** (0.065)
观测值	11 089	10 408	7 819	13 171
R ²	0.120	0.065	0.039	0.046
Panel B：是否劳动过度				
过度劳动	0.024*** (0.005)	-0.002 (0.006)	-0.018** (0.007)	-0.034*** (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.909*** (0.062)	0.636*** (0.046)	0.800*** (0.071)	0.794*** (0.065)
观测值	11 089	10 408	7 819	13 171
R ²	0.120	0.063	0.036	0.037

五、研究结论与政策建议

（一）研究结论

本文利用 1995—2018 年中国家庭收入调查（CHIP）数据，分析了城镇雇员过度劳动及其影响因素，以及过度劳动对雇员工资增长和工资差距的影响。本文主要研究结论如下：

第一，中国的过度劳动问题出现普遍化倾向，过度劳动雇员比重提高。同时，劳动不足雇员比重也有所提高，劳动力市场出现劳动时间两极化的趋势。

第二，职业特征与雇员的经济压力共同导致过度劳动问题愈发严重。从职业特征来看，非固定职工、缺乏长期合同保障的雇员和在体制外工作的雇员具有更高的过度劳动意愿。从雇员的经济压力来看，小时工资偏低及单职工且有子女抚养压力的男性也往往会选择延长劳动时间以提高生活质量。

第三，调查期间的加班工资持续增长，其增长的主要原因从劳动时间的延长向小时工资的提高转变。从年工资增长率来看，过度劳动雇员年工资增长率逐渐超过正常劳动雇员的年工资增长率。仅就加班工资而言，调查期间加班工资增长率虽然有所下降，但下降的主要原因在于加班时间得到了一定的控制，加班时间内的小时工资有所提升。

第四，延长劳动时间可以显著提高低工资雇员的年工资水平，且由于小时工资的增加，延长

劳动时间对提高雇员工资的作用逐年增强。相较于适度劳动雇员,过度劳动雇员的小时工资增幅更大,因而延长劳动时间对过度劳动雇员产生的工资增长效应逐年提升。

第五,过度劳动在一定程度上发挥了缩小工资差距的作用。过度劳动雇员通过延长劳动时间提高了自身年工资水平,从而缩小了与高工资雇员的年工资差距。具体而言,当将过度劳动雇员的劳动时间限制在周平均劳动时间40小时内,年工资的基尼系数将明显扩大,说明过度劳动有助于缩小工资收入差距,但随着过度劳动问题向高人力资本雇员蔓延,过度劳动在缩小工资差距上的作用有所减弱。

第六,需要特别指出的是,虽然延长劳动时间在提高雇员工资性收入、缩小工资性收入差距方面具有促进作用,但过度劳动对雇员健康的损害、对劳动力市场规范发展的冲击不容忽视。严重的过度劳动意味着雇员的休息时间被压缩,劳动所带来的人力资源损耗将无法通过足够的休息得到恢复。对于劳动力市场而言,默许过度劳动问题将抑制劳动岗位的创造,从而导致过度劳动与劳动不足并存的结构性问题。趋势性分析表明,高收入、高人力资本雇员的劳动时间呈现出明显的上升趋势。在这一背景下,过度劳动对缩小工资差距的作用将逐渐削弱。因此,笔者认为过度劳动的负面影响更加值得关注。

(二) 政策建议

第一,完善有关过度劳动的立法,通过法律手段规范过度劳动时间,消除过度劳动带来的负面影响。在规范过度劳动时间上,应考虑到部分雇员通过延长劳动时间获得更多收入的需求。在不损害健康的前提下,应采取更加灵活的而不是“一刀切”的做法,根据不同的行业、不同的工作岗位、雇员的年龄、性别和健康状况等设定适度的劳动时间。例如,对于高脑力消耗或需要应急响应的岗位,建立更为灵活的劳动时间安排机制;对体力消耗大、重复性强的岗位,则应设定更为严格的劳动时间和劳动强度限制。

第二,考虑到企业具有延长雇员劳动时间的强烈内在动机,因而需构建完善的制度约束体系。通过依法严格落实累进性加班工资制度,削弱企业要求雇员延长劳动时间的动力。具体而言,可根据加班时长的累计程度提升加班工资的计发比例,使企业延长雇员工作时间的成本呈阶梯式递增。同时,逐步实现将加班工资全额、准确地计入社会保险缴纳基数,确保劳动者因加班获得的收益能切实转化为未来的社会保障权益,避免企业通过压低社保基数变相降低人力成本。

第三,控制适度劳动时间内工资差距可以降低雇员延长劳动时间的意愿。应完善工资增长机制,特别是完善低工资雇员的工资增长机制,严格执行最低工资政策,推进行业性或区域性工资集体协商机制,确定行业工资指导标准和关键岗位薪酬基准。鼓励地区大型企业定期公布薪酬标准,提高内部薪酬透明度,为地区内其他用人单位设计工资制度提供参考和指导。缩小雇员基本工资差距,缓解雇员通过过度劳动获得工资增长机会的紧张情绪。

第四,规范劳动力市场秩序,严格限制严重过度劳动。一方面,要增强对灵活就业及其他未签订长期劳动合同雇员的保护,关注新就业形态雇员的劳动权益保障,探索新就业形态的工资保障与增长模式,确保雇员享有最低工资与社会保障,降低其失业及由此产生的经济风险。另一方面,要加强对体制外用人单位的监管,畅通劳动者维权渠道,降低维权成本,推广劳动仲裁法律援助,从多方面规范用工行为,严格限制严重过度劳动现象。

第五,加强对用人单位和雇员劳动健康与劳动保护教育。明确用人单位在由过度劳动引发的雇员健康问题上应承担主要责任,将由过度劳动引发的职业病、工伤和猝死等纳入企业安全生产责任事故范畴,增强用人单位的劳动保护意识。推行劳动健康管理认证制度,将过度劳动预防纳入企业社会责任评价体系,建立职业健康风险预警机制。完善用人单位劳动保护措施,推广雇员健康档案制度和年度体检制度。应加强对雇员过度劳动的风险教育,将过度劳动的危害纳入职业培训内容,强化雇员主动控制劳动时间的意识。

参考文献:

- [1] 徐海东,周皓.过度劳动、健康损耗与收入补偿[J].劳动经济研究,2021,9(3):3-26.
- [2] 郭凤鸣.农民工过度劳动变动及影响因素分析[J].人口学刊,2020,42(5):98-112.
- [3] 罗楚亮.城镇居民工资不平等变化:1995—2013年[J].世界经济,2018,41(11):25-48.
- [4] 李实,吴珊珊,邢春冰.中国城镇劳动力工资收入差距的长期演变[J].财经问题研究,2023(7):16-30.
- [5] GOLDEN L. A brief history of long work time and the contemporary sources of overwork [J]. Journal of business ethics, 2009, 84(S2): 217-227.
- [6] HOCHSCHILD A, FLIGSTEIN N, VOSS K, et al. Roundtable on overwork: causes and consequences of rising work hours[J]. Berkeley journal of Sociology, 2001, 108: 180-196.
- [7] MICHELACCI C, PIJOAN-MAS J. The effects of labor market conditions on working time: the US-EU experience [R]. CEPR Discussion Papers, 2007.
- [8] 石丹涛,赖柳华.新生代农民工的劳动时间及其影响因素[J].现代财经(天津财经大学学报),2014,34(7):103-113.
- [9] DRAGO R, WOODEN M, BLACK D. Long work hours: volunteers and conscripts[J]. British journal of industrial relations, 2009, 47(3): 571-600.
- [10] 郭正模. 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[J]. 社会科学研究, 2015(4): 35-40.
- [11] 王维国,周闯.基于就业稳定性视角的户籍工资差异[J].数量经济研究,2014,5(2):62-74.
- [12] ZHAN Q, ZENG X, WANG Z, et al. The influence of minimum wage regulation on labor income share and overwork: evidence from China[J]. Economic research-ekonomiska istraživanja, 2020, 33(1): 1729-1749.
- [13] 谢富胜,江楠,匡晓璐.零工经济如何改变性别工资差距——基于家庭与市场的双重视角[J].经济理论与经济管理,2022,42(11):10-25.
- [14] BICK A, FUCHS-SCHUENDEL N, LAGAKOS D. How do hours worked vary with income? Cross-country evidence and implications[J]. The American economic review, 2018, 108(1): 170-199.
- [15] 董延芳,罗长福,付明辉.加班或不加班:农民工的选择还是别无选择[J].农业经济问题,2018(8):116-127.
- [16] 蒋帆,张学志,陈展培.多劳一定高产吗?“干中学”视角下劳动时间对工资率增长的影响研究[J].新经济, 2023(9):98-114+185.
- [17] 郭凤鸣,张世伟.农民工过度劳动是“自愿选择”还是“无奈之举”? ——基于过度劳动收入补偿的分析[J].劳动经济研究,2020,8(4):75-94.
- [18] UKPERE W I, SLABBERT A D. A relationship between current globalisation, unemployment, inequality and poverty[J]. International journal of social economics, 2009, 36(1/2): 37-46.
- [19] 蔡禾,李超海.农民工工资增长背后的不平等现象研究[J].武汉大学学报(哲学社会科学版),2015,68(3):111-120.
- [20] BECKMANNSHAGEN M, SCHRÖDER C. Earnings inequality and working hours mismatch[J]. Labour economics, 2022, 76: 102184.
- [21] ARONSON B, KEISTER L A. Overwork, specialization, and wealth[J]. Journal of marriage and family, 2019, 81(5): 1053-1073.
- [22] GOLDIN C. A grand gender convergence: its last chapter[J]. The American economic review, 2014, 104(4): 1091-1119.
- [23] KIM J, HENLY J R, GOLDEN L M, et al. Workplace flexibility and worker well-being by gender[J]. Journal of marriage and family, 2020, 82(3): 892-910.
- [24] CHA Y, WEEDEN K A. Overwork and the slow convergence in the gender gap in wages[J]. American sociological review, 2014, 79(3): 457-484.
- [25] BLUESTONE B, ROSE S. The macroeconomics of work time[J]. Review of social economy, 2006, 56(4): 425-441.

Impact of Overwork on Wage Growth and Wage Income Inequality

LI Shi^{1, 2}, YU Shuheng¹

(1. School of Public Affairs, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China;

2. Institute for Common Prosperity and Development, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China)

Summary: The wage income of urban workers in China has significantly increased over the past three decades. This growth stems not only from rising wage rates but also from extended working hours, as workers increasing income through overwork has become a fundamental reality. The normalization of overwork reflects both employers' profit-seeking motives and workers' demands for wage growth. However, key questions remain underexplored: Which worker characteristics correlate with higher probabilities of overwork? Do extended working hours effectively achieve wage growth? How does overwork affect income disparities.

Using data from the China Household Income Project (CHIP) from 1995 to 2018, this study systematically examines the evolution of working hours among urban workers (including migrants), analyzes determinants of overwork, and estimates its impact on wage growth and income inequality. The findings of this study reveal that the proportion of overworked urban workers has consistently increased alongside growing underemployment, highlighting the structural coexistence of overwork and underwork. However, the intensity of overwork shows certain containment. The factor analysis demonstrates that occupational demands and personal financial pressures jointly drive overwork, with males being more susceptible to extending working hours due to economic pressures than females. From an income perspective, overwork effectively elevates wage levels, with its contribution mechanism shifting from time-dominant effects to wage-rate-dominant effects as workers' wage rates increase. While overwork primarily occurring in low-income groups initially narrows wage disparities through income growth, this positive effect diminishes as overtime practices spread to high-income groups.

This study makes three main contributions. First, it theoretically elucidates the rationale for overwork: employers' incentive to minimize labor costs by infinitely extending working hours aligns with workers' motivation to increase earnings through extended work. However, physiological constraints necessitate reasonable limits on working hour extensions. Second, it identifies occupational requirements as the primary driver of overwork, followed by personal financial pressures. Third, it quantifies overwork's income growth effects, reveals the transition in its contribution mechanisms, and highlights its diminishing equalizing effect on wage disparities.

Against the backdrop of widespread overtime practices, this study thoroughly explores both the positive role and potential risks of overwork, providing evidence for improving China's labor market institutions. This study proposes that regulating wage disparities within standard working hours, improving wage growth mechanisms, safeguarding low-income groups' earnings, and controlling wage gaps help curb the spread of overwork while maintaining income growth. This paper provides a theoretical reference for regulating working hours and safeguarding workers' rights and interests in China.

Key words: overwork; wage growth; wage gap; urban employees

(责任编辑: 李明齐)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2025.07.006

[引用格式]李实,于书恒. 过度劳动的工资增长和工资差距效应分析[J]. 财经问题研究, 2025(7): 69-86.