

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

张学志 蒋帆 陈展培

【摘要】以1995年《劳动法》与2008年新《劳动法》实施作为准自然实验,利用1989–2015年中国居民健康和营养调查(CHNS)提供的面板数据评估标准工时制度对工作时长与工资回报的实际影响表明,《劳动法》规定标准工时有效降低了城镇雇员超时工作的概率,但对其工资率没有显著影响。进一步研究发现,标准工时制度的实施效果具有显著的群体差异,主要表现为男性、高收入和公共部门雇员的工时减少量相对较大。研究结果证明标准工时制度在减少加班方面是有效的,但这种效果存在不均衡性,这为当前的工时制度改革提供了必要的经验与启发。

【关键词】标准工时;加班;工作时长;工资收入;工资率

【作者简介】张学志,中山大学国际金融学院副教授;蒋帆(通讯作者),广东金融学院劳动与社会保障系讲师(广东 广州 510521);陈展培,中山大学国际金融学院(广东 珠海 519082)。

【原文出处】《学术研究》(广州),2020.11.89~95

一、引言

标准工时制度在世界各国被广泛用来调整劳动者的工作时长,政策制定者期望通过缩短标准工时来降低劳动者的实际工作时长,进而实现扩大就业、促进消费和改善劳动福利的政策目标(杜子芳等,2008)。^①近年来,我国关于缩短标准工时的讨论与实践日益增多,截至2020年4月,全国已有10多个省市相继试行每周休息2.5天的工作制度,其中南京、浙江等地明确提出要把增加休息日作为提振消费、稳定增长的政策手段。然而,调整工时是否能够产生上述效果,取决于缩短标准工时对劳动者工作时长与工资回报的实际影响。在经济增速换挡、竞争压力增大、加班文化盛行的背景下,旨在减少工作时长的标准工时制度改革能否达到预期效果,是一个值得讨论的问题。

从既存的研究成果来看,对于缩短标准工时能否有效减小工作时长与加班概率这一问题,学术界并未得出一致结论。早期研究多把工作时长视为劳动力数量的完全替代品,进而将缩短标准工时定义

为一种会对劳动力需求产生消极影响的外生冲击,他们从这个角度分析用人单位的应对方案及其对雇员工作时长的实际影响。这一分析框架的提出者Calmfors与Hoel(1988)认为,企业对劳动力要素的需求规模是影响政策效果的重要因素。^②在其他因素不变的前提下,如果企业的工时需求与原标准工时相近,缩短标准工时可以有效减少雇员的工作时长;如果企业的工时需求远超原标准工时,缩短标准工时反而会相对增加劳动力的边际成本,使得企业倾向于采用延长工作时长而非增加劳动力规模的方法来降低生产成本,从而加剧加班现象。另一方面,Trejo(1991)认为雇主可以通过降低工资率的方式来抵消缩短工时的影响。^③例如雇主原来以550元/周雇佣雇员50小时/周的劳动,在标准工时设定后将基本工资调整为400元/周雇佣雇员40小时/周,并以150%的价格雇佣雇员10小时/周的超时工作,最终雇员的工作时长和收入总量并不会发生变动。如果企业普遍采用这种策略应对标准工时改革,那么此类政策在改变工作时长方面的实际效果将十分

有限。

从经验证据来看,各国学者基于不同数据的实证结果也不一致。其中,标准工时缩短的政策效果在德国、法国、葡萄牙等多个国家得到了实证数据的支持。^{④⑤⑥⑦}但日本和英国的研究却发现:缩短标准工时并不能减少雇员的工作时长,甚至会加剧超时工作现象并延长其有报酬的加班时间。^{⑧⑨}此外,也有部分学者发现,标准工时缩短的政策效果并非均是均质的。Goux 等人(2014)基于企业一个人调查数据发现:法国实施的35小时工作制使雇员的周工作时长减少了2小时,并降低了女性雇员的工作时长,但这种影响对男性雇员不显著。Landivar(2015)基于23个国家的数据发现,标准工时缩短对男性雇员的冲击更大,具体表现为标准工时每减少1小时,工作长时的性别差距将减少20分钟。

我国1995年发布的《中华人民共和国劳动法》和《国务院关于职工工作时间的规定》(下称《规定》)首次规定了法定的标准工时,对用人单位和劳动者产生了一个典型的外生冲击。如图1所示,我国城镇雇员超时工作率和每周的平均工作时长在1995年后均出现了断崖式下降,尽管2003年以后的平均工作时长有所回升,但超时工作的雇员比例在此后再未达到《劳动法》实施之前的水平。^⑩此外,我国在2008年公布了新的《劳动合同法》,该法虽未直接涉及对标准工时的规定,但该法的实施提升了社会各界对劳动关系的关注,因此进一步促进了《劳动法》的贯彻与落实。在这样的背景下,我国城镇雇员的工作时

长和超时工作率在2008年以后也出现了小幅下降,这与杜鹏程等(2018)以新《劳动合同法》实施效果为分析对象的研究结果一致。

鉴于此,为客观评估标准工时制度可能造成的影响,本文将《劳动法》的实施作为准自然实验,将新《劳动合同法》的实施作为辅助实验,以1989–2015年中国居民健康和营养调查(CHNS)提供的历时数据为依据,采用倾向得分匹配—双重差分法(PSM-DID)实证检验了标准工时规定对城镇雇员工作长时的实际影响,并从企业用工成本最小化的角度出发分析了这种影响的发生机制。研究结果证明,在《劳动法》实施后,与作为参照组的非城镇雇员相比,作为实验组的城镇雇员的周工作时长和加班概率显著降低,但其工资率并未发生显著变化,这说明标准工时制度的影响主要体现在工作时长而非工资方面,该结果在辅助实验中也得到了证实。另外,基于劳动者个体特征和单位性质的分组研究证明,《劳动法》对工作长时的影响具有显著的群体差异,主要表现为与女性、低收入及在非公共部门就业的雇员相比,《劳动法》对超时工作的抑制作用在男性、高收入及公共部门雇员中表现得更加显著。研究结果全面揭示了标准工时制度的实施对普通劳动者工作长时的影响,为当前的工时制度改革提供了必要的经验与启发。

二、制度背景和研究假设

(一)我国工时制度的演化历史

自新中国建立以来,我国标准工时立法经历了

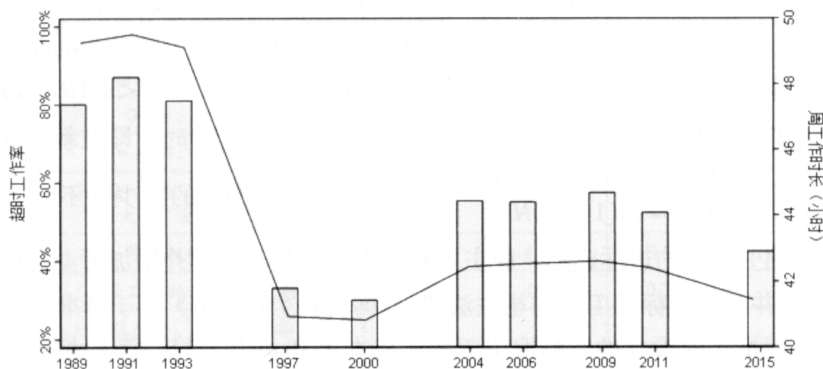


图1 1989–2015年城镇雇员的超时工作率(折线图)和周工作时长(杆图)

注:数据来源于1989–2015年中国居民健康和营养调查(CHNS)。

一个漫长的过程。全国人大于1957年启动《劳动法》的起草工作,但一直未对工作时长做出明确规定。1979年开始第二版《劳动法》的起草工作后,我国主要企事业单位原则上实行的是每周工作6天、每天工作8小时的工时制度。进入20世纪90年代以后,随着社会主义市场经济改革的不断深入,标准工时的立法工作再一次被提上日程。1994年《国务院关于职工工作时间的规定》提出,要试行每天工作8小时、每周工作44小时的工时制度。1995年《中华人民共和国劳动法》正式实施,国务院同年颁布了《关于修改〈国务院关于职工工作时间的规定〉的决定》,明确提出对所有与国家机关、事业组织、个体经济组织和企业等用人单位建立劳动关系的劳动者实施每天工作8小时、每周工作40小时的标准工时制度。《劳动法》的实施宣告了中国标准工时制度的正式设立,为市场转型背景下的劳动保障建设提供了重要的法理依据。

(二)理论建模和研究假设

本文的理论模型建立在 Calmfors 与 Hoel(1988)的研究基础之上,其基本思路是:将标准工时的缩短视为对雇主的外生冲击,从劳动力需求的角度构建利润方程,并根据工作时长相对于标准工时的长短,由利润最大化条件得到工作时长与标准工时的函数关系,具体推导过程如下。

首先,我们假设小时工资 ω 和资本利息 r 保持不变,在资本投入为 K 的条件下,企业的生产利润可被描述为雇佣规模 N 与每个雇员平均劳动时间 h 的函数:

$$\max_{h,N,K} F(N,h|K) - [f + \omega h + \theta \omega (h - h_s) d] N - rK, d = \begin{cases} 1, h > h_s \\ 0, h \leq h_s \end{cases}$$

其中, h_s 为法定的标准工作时长, θ 代表超时工作的工资率增长权重, f 为雇佣一个劳动力的固定成本, d 表示是否超时工作。假定为保持产量,企业的劳动力投入总量 ($L = Nh$) 需保持不变,那么当外生的标准工时发生变动时,雇主需要根据实际情况调整雇佣规模 N 和雇员的工作时长 h , 以实现成本最小化的目标。对利润函数取 N 与 h 的偏导,可得在其他因

素不变的情况下增加劳动力数量与延长工作时长的边际成本分别为:

$$\begin{cases} MC_N = f + \omega h + \theta \omega (h - h_s) d \\ MC_h = \omega (1 + \theta) N \end{cases}$$

当法定标准工时发生改变时,我们考虑新旧标准工时和实际工作时长相对大小的三种情况:当 $h < h_s^{\text{new}}$ 时,即新标准工时实施前后均未发生超时工作现象,有

$$\begin{cases} MC_N = f + \omega h \\ MC_h = \omega N \end{cases}, \text{劳动力雇佣数量 } N \text{ 和工作时长}$$

h 均不受 h_s 影响。当 $h_s^{\text{new}} < h < h_s^{\text{old}}$ 时,即超时工作现象在新标准工时实施后才开始出现,如果雇主维持原有劳动力数量 N 和工作时长 h 不变,则需要支付超时工作报酬,此时成本 $C_{L1} = N[f + \omega h_s^{\text{new}} + \theta \omega (h - h_s^{\text{new}})]$; 如果雇主雇佣更多劳动力 N^* 来减少劳动力的超时工作情况,则成本 $C_{L2} = N^*[f + \omega h_s^{\text{new}}]$, $N^* = Nh / h_s^{\text{new}}$ 。因此,只有当 $C_{L2} < C_{L1}$ 时,即 $f < \omega(\theta - 1) h_s^{\text{new}}$, 雇主才倾向于雇佣更多劳动力来减少劳动力的超时工作和工作时长。当 $h > h_s^{\text{old}}$ 时,即在新标准工时实施前超时工

作现象已经出现,有 $\begin{cases} MC_N = f + \omega h + \theta \omega (h - h_s) \\ MC_h = \omega (1 + \theta) N \end{cases}$, 标准

工时 h_s 的减少并不会影响工作时长的边际成本,但抬高了雇佣劳动力的边际成本,雇主更倾向于维持超时工作并增加劳动力的工作时长。考虑到中国在1995年之前并未设定标准工时的相关法律,1995年《劳动法》关于标准工时的设立更接近于前两种情况,此时新标准工时设立的影响取决于固定成本 f 和 $\omega(\theta - 1) h_s^{\text{new}}$ 的相对大小,由于在《劳动法》要求下 ($\theta \geq 150\%$) 后者已经接近半周薪水,超过雇佣新劳动力的固定成本 f , 因此雇主倾向于雇佣更多雇员而非支付超时报酬。基于以上分析,我们推测《劳动法》实施将显著降低城镇雇员的工作时长及超时工作的概率。如果将受政策影响较小的非城镇雇员作为参照组,我们可以提出如下假设。

假设 1a: 城镇雇员的周工作时长在《劳动法》实施后显著下降,其降幅高于非城镇雇员。

假设 1b: 城镇雇员的超时工作概率在《劳动法》实施后显著下降,其降幅高于非城镇雇员。

如果上述假设成立,另一个值得思考的问题是缩短标准工时是否会减少雇员的工资收入?我国《劳动法》并没有明确标准工时设定后工资收入核算的具体方式(按月支付或按时支付)和新增休息日是否带薪,雇主在灵活雇佣关系背景下有可能在不改变平均小时工资的同时调低雇员月工资,雇员也可能因为工作时长的降低造成个人收入的减少。因此,我们推测《劳动法》的颁布可能降低雇员月收入或工资率,并提出第二组假设。

假设 2a:城镇雇员的月收入在《劳动法》实施后显著下降,其降幅高于非城镇雇员。

假设 2b:城镇雇员的工资率在《劳动法》实施后显著下降,其降幅高于非城镇雇员。

三、研究设计

(一)数据来源

本文数据来自中国居民健康和营养调查(China Health and Nutrition Survey,简称 CHNS)。该调查采用多阶段分层整群抽样方法从全国东、中、西部多个省份抽样,具有较高的人口代表性。CHNS 在 1989-2015 年期间共进行了 10 次调查,为本文以 1995 年《劳动法》实施为基准点的准实验研究提供了绝佳的时间窗口。基于本文研究目的,我们选取了在 1995 年前 3 期和后 3 期中各出现至少一次的样本作为研

究对象,并将样本限定在 16-65 岁的年龄范围内,不包括学生及就业状态不明的样本,并进一步剔除了工作发生变动和数据缺失的观测样本。此外,为了保证估计结果在时间前后的可比性,我们将样本限制在 6 期调查相同的 7 个省份里,最终得到包含 1166 个样本、4082 个观测值的非平衡面板数据。

(二)变量定义和描述性统计

我们关注的工时变量是超时工作和周工作时长,并对周工作时长进行了 1% 水平的双边缩尾处理;关注的收入变量是月收入和工资率,并以 1988 年全国价格水平为基准进行调整。变量的描述性统计结果如表 1 所示。城镇雇员样本占比为 50.6%,非城镇雇员样本占比为 49.4%;劳动者超时工作现象严重,平均每周工作时长达 45.93 小时,超时工作的样本占比为 67.8%。

(三)识别策略和模型设定

为了考察《劳动法》实施的实际影响,我们需要构造合适的处理组和参照组。由于《劳动法》是一部面向全国劳动者的法律,且在 1995 年之前超时工作现象十分严重,个体经济也尚未得到充分发展,所以我们在同一时期内难以找到完全不受该法律影响且样本充足的个体作为参照组。为此,本文将作为《劳动法》重点关注对象的城镇地区雇员设为处理组、将

表 1 样本的描述性统计

变量	变量含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
城镇雇员	是否城镇地区雇员(1)(1=是)	4082	0.506	0.500	0	1
超时工作(加班)	工作是否超 40 小时(1=是)	4082	0.678	0.467	0	1
周工作时长	周平均工作时长(小时)	4082	45.93	10.73	3	84
性别	0=男,1=女	4082	0.378	0.485	0	1
婚姻状况	0=未婚,1=已婚	4082	0.901	0.299	0	1
教育水平	1=小学,2=初中,3=高中/中专,4=大专/大学及以上	4082	2.173	0.983	0	4
月收入	月收入对数值	4082	4.989	0.686	2.871	8.379
工资率	收入/(周工作时长×4.33)对数值	4082	-0.258	0.760	-2.353	4.726
职业类型(12)	1=机关单位人员,2=生产运输工人,3=专业技术人员,4=服务业从业人员,5=农业从业人员,6=其他	4082	2.343	1.182	1	6
单位性质	1=机关事业单位,2=国有企业,3=私营/外资企业。4=家庭联产承包农业,5=其他	4082	1.393	0.685	1	5

非城镇雇员设为参照组来构造双重差分模型。但考虑到双重差分法要求处理组和参照组满足共同趋势假定,本文的基准回归采用PSM-DID,尽可能使得处理组和参照组在个体特征上保持一致。我们在利用计算后的倾向得分进行核匹配后,对协变量进行平衡性检验。^⑬结果表明,匹配后协变量标准化偏差均小于10%,同时t检验结果支持处理组和参照组不存在系统差异的原假设。这说明在经过倾向得分匹配后,城镇雇员和非城镇雇员的特征差异得到了较大程度的清除。剔除不满足共同支撑假设的样本后得到2059个处理组样本和1945个参照组样本。因为《劳动法》在1995年正式实施,我们设定时间虚拟变量T,T=0和T=1分别代表《劳动法》实施前后的时期,可构建如下所示的计量模型。

$$Y_{1it} = \beta_0 + \beta_1 D_i \times T + \beta_2 D_i + \beta_3 X_{1it} + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{2it} = \beta_0 + \beta_4 D_i \times T + \beta_5 D_i + \beta_6 X_{2it} + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

其中, Y_{1it} 表示个体i在t时期的超时工作概率或周工作时长(小时), Y_{2it} 表示个体i在t时期的月收入或工资率。 D_i 为判定是否为城镇雇员的虚拟变量,交互项 $D_i \times T$ 是反映《劳动法》净效应的关键变量, λ_i 和 μ_i 分别为时间固定效应和个体固定效应, X_{1it} 和 X_{2it} 分别是影响劳动力工作时长和工资收入的控制变量。考虑影响因素和数据可得性, X_{2it} 具体包括年龄、婚姻状况、教育水平、职业类型和单位性质, X_{1it} 在前者的基础上增加月收入变量。此外,我们还加入省份虚拟变量和年份虚拟变量的交互项以控制地

区不可观测特征随时间变化的结果。本文感兴趣的系数为 β_1 和 β_4 ,如果 β_1 显著为负值,可以推断1995年《劳动法》对降低超时工作概率和缩短工作时长是有效的。

四、实证结果

(一)标准工时设定对劳动者工作时长和工资收入的影响

表2第(1)、(2)列给出了《劳动法》对超时工作和周工作时长的DID估计值,交乘项 $D_i \times T$ 的系数估计值分别在1%和5%的水平上显著为负。这些结果表明,与参照组(非城镇雇员)相比,以《劳动法》实施为标志的标准工时设定使得处理组(城镇雇员)群体的超时工作概率平均降低了27.2%,每周平均工作时长减少了1.62个小时。在确定《劳动法》实施对缩短工作时段的有效性后,我们可以直接估计《劳动法》实施对月收入 and 工资率的影响。表2第(3)、(4)列报告了《劳动法》对月收入 and 工资率的DID估计值,交乘项 $D_i \times T$ 的系数估计值在收入方程中显著为负,在工资率方程中不显著,且系数估计值仅为-0.023。以上结果表明,由于《劳动法》并未强调实施标准工时后新增休息日是否带薪,工作时长的减少在一定程度上影响了个体的月收入,但对工资率不存在显著影响,因此本文的假设2a得到了实证结果的支持,而假设2b则被证伪。

考虑到基准回归所使用的非平衡面板数据时间跨度过大,间隔最长样本的观测值甚至达到15年,其

表2 《劳动法》实施对工作时长和工资收入的影响:1989-2004年

被解释变量	(1)超时工作	(2)周工作时长	(3)月收入	(4)工资率
$D_i \times T$	-0.272*** (0.029)	-1.620** (0.699)	-0.059* (0.031)	-0.023 (0.036)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
省份—年份交互效应	是	是	是	是
观测值	4004	4004	4004	4004
R^2	0.473	0.130	0.639	0.619

注:***、**、*分别表示回归系数在1%、5%和10%水平上显著,括号内为回归结果的标准误。下同。

工作时长降低可能并不是源于1995年《劳动法》的实施。为此,我们重筛出CHNS1993年和1997年两期面板数据,经过倾向得分匹配和平衡性检验后共得到1368个观测值的平衡面板,在基准回归模型基础上考察《劳动法》实施的实际影响。表3报告的回归结果与基准回归结果一致,上述结论仍然成立。其次,2008年新《劳动合同法》的实施进一步贯彻了标准工时制度,如果我们能够证明雇员的工作时长在2008年前后也存在显著的变化,则可以进一步说明标准工时制度带来的实际效果。为此,我们利用CHNS2006年和2011年两期面板数据,经过倾向得分匹配和平衡性检验后共得到1430个观测值,以此为基础分析了城镇雇员与非城镇雇员工作长时的差异在2008年前后的变化。结果显示依然显著,这进一步验证了上述的研究结论。

(二)标准工时制对不同群体的影响

前文的实证结果验证了标准工时制对工作时长与工资率的影响,接下来要讨论这种影响是否存在显著的群体差异?为此,本文分别以雇员个人特征和雇主单位性质为分组依据,运用三重差分法检验《劳动法》实施效果的群体差异。这有助于进一步认识标准工时制度的实施效果与作用机制,回归结果如表4所示。

受传统文化因素和自然生理因素的影响,女性群体的工作时长较为有限,在劳动力市场上往往处于不利地位。下页表4第2行报告了《劳动法》实施对不同性别劳动者的影响,其中性别变量female与 $D_t \times T$ 的交叉项在四个模型中的回归系数均显著为

正。这说明与男性城镇雇员相比,《劳动法》实施对超时工作概率的降低作用在女性群体中更小,即使出台了保障劳动者工时权益的相关法规,女性群体从中获得的福利也较为有限。

其次,《劳动法》要求雇主在雇员原工资率的基础上加倍支付超时报酬。雇员的初始工资率越高,雇员超时工作产生的成本就越高。在这种情况下,雇主可能更倾向于通过增加雇佣人数的方式来完成既定的生产目标,现有雇员的工作时长因此会出现更明显的下降趋势。为验证这一推论。我们根据个体工资率的相对大小构建二值变量wagegroup,如果个体的工资率在1995年之前超过平均值则取1,否则取0,然后用三重差分法验证这两组人群的工作时长在1995年前后的变化情况。表4第三行的回归结果显示工资率水平wagegroup与 $D_t \times T$ 的交叉项在前两个模型中的回归系数显著为负。这说明与初始工资率低的城镇雇员相比,《劳动法》实施对超时工作和周工作长时的降低作用在高工资率组中更大,侧面印证了标准工时对工作长时的影响机制。但该交叉项在后两个模型中均不显著,这可能是因为高工资率组城镇雇员更高的平均小时工资抵消了其工作时长减少对收入的影响。

此外,我们还考察了标准工时政策实施效果在私有部门和公共部门之间的差异。下页表4第四行的回归结果显示,部门性质private(公共部门取0,私有部门取1)与 $D_t \times T$ 的交叉项系数在前两个模型中显著为正。这说明与公有部门相比,《劳动法》实施对私有部门工作长时的影响较小。但第三个模型的回

表3 《劳动法》实施及新《劳动合同法》实施对工作长时的影响:1993-1997年和2006-2011年

	1993-1997年		2006-2011年	
被解释变量	(1)超时工作	(2)周工作时长	(3)超时工作	(4)周工作时长
$D_t \times T$	-0.294*** (0.042)	-1.683* (1.003)	-0.040 (0.054)	-2.818** (1.424)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
省份—年份交互效应	是	是	是	是
观测值	1368	1368	1430	1430
R^2	0.567	0.170	0.069	0.094

表4 《劳动法》实施影响的群体差异

被解释变量	(1)超时工作	(2)周工作时长	(3)月收入	(4)工资率
$D_1 \times T \times \text{female}$	0.088*(0.049)	1.141(1.234)	0.010(0.056)	-0.025(0.065)
$D_1 \times T \times \text{wagegroup}$	-0.175*** (0.052)	-2.623** (1.300)	0.036(0.058)	0.104(0.067)
$D_1 \times T \times \text{private}$	0.333** (0.149)	0.678(3.756)	-0.366** (0.170)	-0.236(0.198)

归结果显示,《劳动法》实施对私有部门雇员的月收入具有显著的负面影响,这可能是因为私有部门在应对标准工时影响时调低了雇员的月工资。

五、结论

本文研究表明,标准工时设定可以降低城镇雇员的超时工作概率和工作时长,但由于相关政策实施时并未明确设定标准工时后新增休息时间是否带薪,雇员月收入出现了一定程度下降。进一步研究发现,标准工时制在不同类型劳动者和用人单位中的执行程度存在显著差异,该政策的实施效果主要体现在男性、高收入和公共部门的劳动群体中。

这些实证结果丰富了标准工时制度的相关文献,增进了我们对标准工时制度影响劳动者工作时长和工资收入问题的认识和理解。本文的研究结果说明,为了真正保障劳动者的工时及收入权益、实现促进消费等政策目标,需要明确加班工资的核算方式,同时加强对劳动者超时工作补偿性支付的监管,防止非正规企业通过压低初始固定工资的方法变相侵害工人的合法权益。这样才能真正发挥标准工时制的政策效果,让劳动者尤其是低收入、女性和私有部门的劳动群体充分享受缩短标准工时或工作日带来的福利。

Worker Compensation", American Economic Review, vol.81, no.4, 1991, pp.719-740.

④ Hunt J., "Has Work-Sharing Worked in Germany?", The Quarterly Journal of Economics, vol.114, no.1, 1999, pp.117-148.

⑤ Raposo P. S., Van Ours J. C., "How a Reduction of Standard Working Hours Affects Employment Dynamics", De Economist, vol.158, no.2, 2010, pp.193-207.

⑥ Goux D., Maurin E., Petrongolo B., "Worktime Regulations and Spousal Labor Supply", American Economic Review, vol.104, no.1, 2014, pp.252-276.

⑦ Landivar L. C., "The Gender Gap in Employment Hours: Do Work-Hour Regulations Matter?", Work, Employment and Society, vol.29, no.4, 2015, pp.550-570.

⑧ Brunello G., "The Employment Effects of Shorter Working Hours: An Application to Japanese Data", Economica, vol.56, no.224, 1989, pp.473-486.

⑨ Kalwij A. S., Gregory M., "A Panel Data Analysis of the Effects of Wages, Standard Hours and Unionization on Paid Overtime Work in Britain", Journal of the Royal Statistical Society, vol.168, no.1, 2005, pp.207-231.

⑩这主要由2001年中国加入WTO后私营和外资企业样本构成增加所致,CHNS数据显示2000、2004年城镇雇员在私营和外资企业工作的样本占比分别为2.12%和37.55%。

⑪雇员指问卷中职业类型是为他人或单位工作的长期工、合同工、临时工或领取工资的家庭工人。

⑫本文将管理者/行政官员/经理、办公室一般工作人员、军官与警官、士兵与警察归为机关单位人员;将技术工人、非技术工人和司机归为生产运输工人;将高级/一般专业技术人员、运动员、演员、演奏员归为专业技术人员;将农民、渔民、猎人归为农业从业人员。

⑬本文同时进行了1对1匹配、临近匹配和卡尺匹配,结果依然一致。

注释:

①杜子芳、刘亚文:《分享工作制:解决失业问题的有效选择》,《管理世界》2008年第11期。

② Calmfors L., Hoel M., "Work Sharing and Overtime", The Scandinavian Journal of Economics, vol.90, no.1, 1988, pp.45-62.

③ Trejo S. J., "The Effects of Overtime Pay Regulation on