

## 工资制度变化与员工效用

樊海潮 胡冬敏\*

**摘要** 本文通过构建可检验的理论模型和严谨的实证分析,基于中国健康与营养调查(CHNS)报告数据,分析了最低工资制度强化对最低工资水平与企业职工健康间关系的影响。我们发现,2004年最低工资制度强化后,最低工资水平提高对企业职工生病或受伤概率变化的影响在均值的基础上增加了6.87%。此外,最低工资标准的上涨对低受教育程度者以及非国有企业职工的健康的不利影响更加明显。

**关键词** 工资制度, 职工健康, 工作时长

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2022.02.10

### 一、引言

作为保障劳动者基本工作报酬的一项制度,最低工资制度在世界各国范围内得到广泛实施。我国于1993年颁布《企业最低工资规定》,开始实施最低工资制度。由于最低工资制度初步建立,各省市具有较大灵活性,部分地区为吸引外资发展经济,最低工资标准执行力度较低。2004年,《最低工资规定》出台,对最低工资制度的实施进行了细化和强化,标志着最低工资制度真正意义上在全国范围开始实施。伴随着各地至少每两年调整一次最低工资标准的要求,各地级市最低工资标准自2004年起出现显著跃升,从2004年的345元上涨到2013年的1105元,上升了220%。

从《中国劳动统计年鉴》数据中我们发现,中国企业职工平均工作时间过长。如图1所示,近十几年,中国城镇职工周平均工作时长均高于法定工作时长。在2004年《最低工资规定》出台后,2005年平均工作时长较2004年发生了明显上升。<sup>1</sup>2005年,企业职工工作时长甚至达到47.8小时,按每周工作五天计算,每天工作将近10小时。在工作时长超过40小时的劳动者中,

\* 樊海潮, 复旦大学世界经济研究所、复旦大学经济学院、上海国际金融与经济研究院; 胡冬敏, 复旦大学经济学院、复旦大学世界经济研究所。通信作者及地址: 樊海潮, 上海市杨浦区国权路600号复旦大学经济学院, 200433; 电话: (021) 65648982; E-mail: fan\_haichao@fudan.edu.cn。作者感谢上海国际金融与经济研究院项目、复旦平安宏观经济研究中心的研究项目、中组部万人计划青年拔尖人才项目和复旦大学青年融合创新团队项目的资助。文责自负。

<sup>1</sup> 2007—2009年周平均工作时长较低源于2008年金融危机。

城镇就业人员占55.5%，初中及以下学历者占59.7%，制造业劳动者更是达到66.6%。超长的工作时间将可能带来职工健康上的隐患。

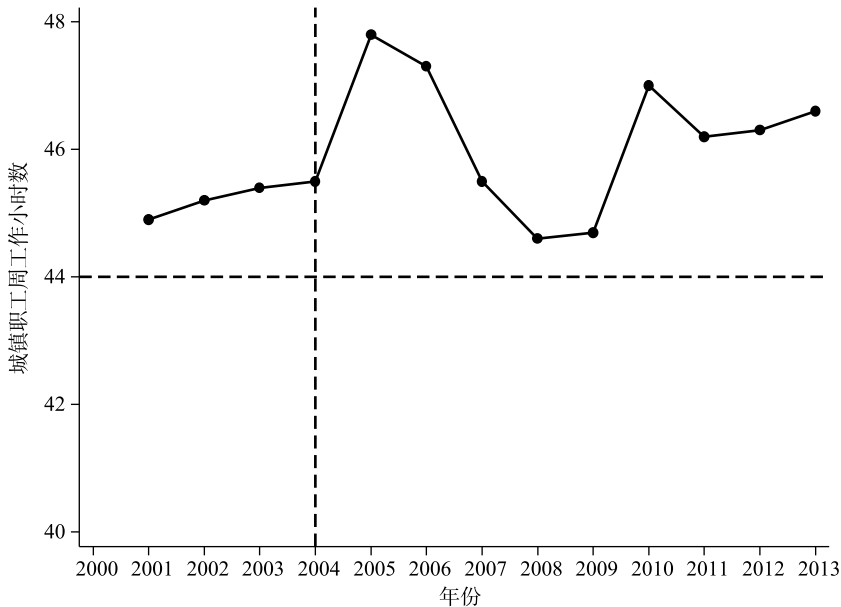


图1 中国城镇职工周平均工作小时数

注：图中对应的法定工作时长44小时来自1995年1月1日开始施行的《中华人民共和国劳动法》第36条规定。

数据来源：《中国劳动统计年鉴》。

基于上述事实背景，是否可以提出最低工资制度的强化增加了企业职工工作时长，恶化了企业职工健康状况？对此我们进行了研究，并构建可检验的理论模型，得出了如下两个理论预期：第一，最低工资上涨提高了职工工作时长，同时也提高了医疗保健的支出，但工作时长增加的负向影响大于医疗保健支出的影响，最终使得职工健康受损；第二，最低工资上涨对低技能职工的健康影响更大。

为了验证我们的理论预期，我们将个体层面数据和城市层面数据进行合并，得到了包含最低工资和职工健康状况等信息的回归数据，分析了最低工资标准的上涨对职工健康状况的影响以及最低工资制度的强化对该影响的作用。结果显示，最低工资标准上涨显著恶化了职工健康状况；最低工资制度强化后，这种作用进一步增强。具体而言，最低工资标准上涨对职工最近四周生病或受伤概率的整体影响为0.045，在1%水平上显著。最低工资制度在2004年前对健康的影响不显著，制度强化后最低工资标准上涨对职工生病或受伤概率的影响较2004年以前增加了0.061。从安慰剂检验可知最低工资的强化主要影响非农民，对于农民影响较小且不显著。接着，我们采用了一系列的稳健性检验，发现我们的基本结论依然成立。就机制分析来说，我们发

现最低工资制度的强化提高了职工工资和工作时长，职工工资的上升使得预防保健支出增加，但预防保健支出变化的影响相对于工作时长变化的影响较小，最终使得职工健康受损。通过异质性检验，发现最低工资制度的强化对非国有企业职工或低受教育程度者的影响更明显。

最低工资的显著增加直接影响了企业的总生产成本和利润。许多文献主要分析发达国家（特别是美国）最低工资的影响（Brown *et al.*, 1982; Card and Krueger, 1994; Neumark and Wascher, 2000; Dube *et al.*, 2010; Autor *et al.*, 2016）。目前，研究最低工资上涨对中国境内企业影响的文献日益增多。如马双等（2012）研究了最低工资上涨与企业平均工资、企业雇佣人数的关系。但是，对于最低工资制度与职工健康关系的研究比较缺乏。本文分析了最低工资法律制度的健全与严格监管相应地强化，对最低工资水平与企业职工健康间关系的影响。

关于健康的研究，主要是沿用 Grossman（1972）的分析框架。Grossman 根据健康的特点，认为健康的获得一方面来自商品和服务，例如预防保健服务和医疗服务等，另一方面来自时间的投入，如休息和体育锻炼等。许多文献也讨论了工作时长对职工健康的影响，认为长时间、高强度的工作将导致职工过重的生理和精神压力，增加其健康风险（Sparks *et al.*, 1997; Fein and Skinner, 2015）。近年来，国内学者也通过各种相关数据研究工作时长与职工健康的关系，发现超长工作时长和健康状况呈现负相关关系（张抗私等，2018）。本文进一步推进了对职工健康影响的研究，分析了最低工资制度与职工健康的关系。

全文剩余部分如下：第二部分建立了可检验的理论模型，第三部分介绍了我国最低工资法律制度的发展、数据说明与模型设定，第四部分是实证结果，第五部分为结论。

## 二、理论模型

在本部分，我们将通过一个简单的模型分析最低工资上涨对企业职工健康的影响。

### （一）个体行为

我们假设消费者的偏好为：

$$U = \left( \int_{\Omega} q(\omega)^{(\sigma-1)/\sigma} d\omega \right)^{\sigma/(\sigma-1)} + H, \quad (1)$$

其中， $q(\omega)$  是商品  $\omega$  的需求量， $\Omega$  代表商品的种类， $\sigma$  是不同种类间的产品替代弹性， $H$  用来衡量消费者的健康状况带来的效用水平，如 Grossman（1972）指出，健康状况与医疗保健支出以及休息锻炼的时长等有关，我们

假定  $H$  满足形式  $H = [m^\alpha + (L - l)^\alpha]^\beta$ , 其中  $m$  是医疗保健水平,  $l$  是职工的工作时长,  $L$  代表消费者总共可以自由支配的时间,  $(L - l)$  代表消费者用来休息和体育锻炼的时长, 并且定义  $\alpha < 1$ ,  $\beta < 1$ 。为了最大化其效用, 消费者选择最佳的商品数量、工作时长和医疗保健水平。其预算约束为  $\int_{\Omega} p(\omega)q(\omega)d\omega + xm \leq E$ 。其中,  $E$  等于工资  $w$  乘以工作时长  $l$ ,  $x$  代表医疗保健价格。在该预算约束下, 消费者最大化其效用。产品需求、医疗保健需求和劳动时长的一阶最优条件表明最优的产品需求、医疗保健水平、劳动时长服从<sup>2</sup>:

$$q(\omega) = p(\omega)^{-\sigma} P^{\sigma-1} E_d, \quad (2)$$

$$m = \left(\frac{\alpha\beta}{x}\right)^{\frac{1}{1-\alpha\beta}} \left[1 + \left(\frac{x}{w}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}\right]^{\frac{\beta-1}{1-\alpha\beta}}, \quad (3)$$

$$l = L - (\alpha\beta P)^{\frac{1}{1-\alpha\beta}} \left[\left(\frac{1}{x}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} w^{\frac{1-\alpha\beta}{(1-\beta)(1-\alpha)}} + w^{\frac{1}{1-\beta}}\right]^{\frac{\beta-1}{1-\alpha\beta}}. \quad (4)$$

在式(2)至式(4)中,  $P = \left(\int_{\Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega\right)^{1/(1-\sigma)}$  为产品综合价格指数,  $E_d$  表示消费者用于购买商品的收入。基于式(3)和式(4), 我们可知最优的健康选择满足:

$$H = \left(\frac{\alpha\beta}{x}\right)^{\frac{\alpha\beta}{1-\alpha\beta}} \left[1 + \left(\frac{x}{w}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}\right]^{\frac{\beta(1-\alpha)}{1-\alpha\beta}}. \quad (5)$$

## (二) 理论假说

最低工资标准的上涨提高了劳动者的工资水平, 进一步地, 依据公式(3)和(4), 员工工资水平上升, 其医疗保健支出以及工作时长相应增加。同时, 由式(5)可知, 最优的健康水平随着工资的上升而下降。这表明工作时长增加导致的对健康的负向影响大于医疗保健支出增加带来的正向影响, 使得健康最终受损。医疗保健文献发现, 收入的增长一方面提高了预防保健和医疗需求, 另一方面也提升非健康品的需求, 例如酒精、烟草以及高脂肪食物等, 而非健康品的消费减弱了医疗保健增加带来的效应甚至使得个体健康恶化(Kenkel *et al.*, 2014; Apouey and Clark, 2015)。这与我们理论模型推出的结论, 对于职工健康而言, 最低工资变化带来的医疗保健支出增加的影响相较于工作时长增加的影响较小是相恰的。因此, 我们可以得出如下假说:

**假说 1** 最低工资上涨提高了职工工作时长, 同时也提高了医疗保健的支

<sup>2</sup> 因篇幅所限, 推导过程从略, 感兴趣的读者可向作者索取。

出，但工作时长增加的负向影响大于医疗保健支出的影响，最终使得职工健康受损。

依据 Ye *et al.* (2015)，不同类型劳动者间的工资具有实质性差异，低技能员工的工资受到最低工资的直接影响。故最低工资水平主要影响低技能员工的工资水平，从而低技能员工健康受损更大。因此，我们可以得到如下假说：

**假说2** 最低工资上涨对低技能职工的健康影响更大。

### （三）讨论

前述理论表明，最低工资标准上涨增加了劳动者健康受损的概率，这种关系成立最核心的传导机制在于，最低工资标准上涨导致了劳动者工作时长的增加，尽管收入的上升也使得职工购买医疗保健服务增加，但不足以覆盖工作时长带来的影响，因此，职工健康最终发生了恶化。

我国的最低工资标准制度具有自身的特殊性。不同于我国，发达国家普遍采用以小时为计算基础的最低工资标准。依据《最低工资规定》，虽然我国的最低工资标准也包含月最低工资标准和小时最低工资标准，但是小时最低工资标准仅适用于非全日制就业劳动者，月最低工资标准才适用于全日制就业劳动者。<sup>3</sup>尽管月最低工资隐含地指向标准工时基础之上的最低工资，员工在标准工时之外的加班应当支付加班工资，并且不得随意加班（特定时长限制并须与工会和劳动者协商），但由于劳动行政监察易于监察最低工资标准实施而难以监管违法加班情况、员工与企业间不平等地位、工会组织架构的不合理等因素，劳动者加班成为监管中的最薄弱环节之一。并且，企业违法加班的法律责任较低。例如，《劳动保障监察条例》第25条规定，用人单位违法延长劳动者工作时间的，仅会受到警告、责令改正和支付给受侵害的劳动者每人100元以上500元以下的罚款。

根据 Cengiz *et al.* (2019)，最低工资上涨导致了技能水平最低的人群失业。在我国最低工资制度按月计算的制度背景和违反加班仅需承担较低的法律责任的反向激励下，为满足不变的消费者需求和市场供给，企业势必要提高接近最低工资水平员工的工作时长来维持产品生产和供应。就员工而言，当工资水平提高时，员工对增加工作时长的抵制也会变小。因此最低工资水平的提升提高了员工，特别是低技能员工的工作时长。这一推断不仅符合关

<sup>3</sup> 由于我国与发达国家最低工资特征不同，最低工资标准的实施对劳动时长的影响也往往不同。Jia (2014) 指出我国最低工资上涨提高了工人，特别是男性工人的工作时长。不同于 Jia (2014)，Stewart and Swaffield (2008) 使用发达国家数据反而发现最低工资上涨降低了工作时长。

于我国劳动力市场的社会性报道,还得到了相关研究的证实(Jia, 2014)。<sup>4</sup>

事实上,最低工资的上涨也将给其他收入者的收入带来间接影响。首先,企业有可能将最低工资水平设定为其他工资水平的基准。具体而言,这些企业将最低工资标准设立为职工工资的固定部分,而将其他津贴、奖金设定为职工收入的浮动部分,这既能保证职工工资收入超过法定要求,也能一定程度上激发员工积极性。Fan *et al.* (2018) 利用企业层面的工资数据得出企业职工平均工资上涨幅度是最低工资上涨幅度的2倍以上,说明最低工资的提升不仅提高了低收入者工资,也带动了其他收入者的工资上涨。其次,最低工资制度的实施也有可能通过职工社保途径影响其他收入劳动者的总收入。一方面,最低工资制度的实施,可能促使劳动监管部门加强执法,间接提高对企业缴纳社保的监督,从而使更多劳动者获得职工社保。另一方面,企业对各种收入水平的职工缴纳社保时,若以最低工资标准作为社保基数进行缴纳,当最低工资水平上涨时,那么给所有职工所缴纳的社保费也将上升。因此,最低工资标准的上涨将通过各种途径影响其他收入者的收入,同时也将增加他们的工作时长。

进一步地,大量医学文献指出,过长的工作时间引起了健康问题(如 Sparks *et al.*, 1997; Fein and Skinner, 2015)。国内学者张抗私等(2018)也发现了超长工作时长和健康状况呈现负相关关系。

依据前述分析,为保证产品的供应,最低工资上涨要求劳动者,特别是低技能劳动者,增加劳动时长的幅度,这进而恶化了劳动者的健康。基于此,我们在验证了模型中的各个假说之后,讨论了这一效应对不同所有制类型企业职工和不同受教育情况群体的影响。

### 三、数据说明与模型设定

#### (一) 我国的最低工资法律制度

1993年劳动和社会保障部制定的《企业最低工资规定》第一次以全国性法律的形式将最低工资保障制度确定下来。省级政府在调整最低工资标准时具有很大的灵活性,为了吸引外商投资,一些省份很少调整最低工资标准(Wang and Gunderson, 2011),最低工资标准已远远落后于平均工资水平和

<sup>4</sup> 大量的证据显示我国企业劳动者加班普遍且无法得到相应报酬的现象突出。依据2006年中国社科院发布的《中国人才发展报告 No. 3》,中国人均劳动时间超越日韩,已成为全球工作时间最长的国家之一。再如,《中国劳动力动态调查:2013年报告》表明,受调查雇员中只有45.57%领取了加班工资,近半数的加班雇员无任何补偿。

居民生活成本的增长。以2000—2004年为例：基于本文数据发现，员工平均工资上涨了452.21元，但最低工资平均值却只上涨了94.85元。

2004年3月，劳动和社会保障部废止了《企业最低工资规定》，实施了《最低工资规定》。《最低工资规定》的出台从各个方面强化了最低工资制度的执行（Gan *et al.*, 2016; Fang and Lin, 2015），同时也使得最低工资标准随着经济发展而加快调整。<sup>5 6</sup>

现有文献发现2004年《最低工资规定》强化了最低工资制度的政策效果。利用中国企业层面的数据得到各个企业的职工工资均值，并绘制成工资均值分布曲线，发现该曲线在2004年前较为平滑，而2004年后发生了显著变化，职工工资均值低于当地最低工资标准的企业数量减少，而刚好高于最低工资水平的企业数量明显增加，说明2004年之前最低工资政策效果不好，2004年及以后最低工资政策效果得到了加强（Mayneris *et al.*, 2018）。因此，较多文献也直接利用2004年《最低工资规定》执行前后政策效果的差异来研究最低工资的影响（王欢欢等，2019；许明和李逸飞，2020）。

## （二）数据介绍

本文主要使用的数据：一是个体层面数据，即中国健康与营养调查（以下简称CHNS）数据。数据样本省份包括上海、北京、山东、广西、江苏、河南、湖北、湖南、贵州、辽宁、黑龙江11个省份或直辖市，样本年份分别为1997年、2000年、2004年、2006年、2009年和2011年。它不仅含有完善的个体特征数据，如被调查者性别、年龄、社区编号、受教育年限、就业状态、职业、所在企业类型和性质、工资收入水平等，还包含个体最近状态变量，如健康状况、工作时长等，从而成为本文进行内在机制探讨以及异质性分析的数据来源。本文主要使用职工在最近四周是否生病或者受伤这个变量度量职工健康情况。二是城市层面最低工资数据，其来源于地方政府网站、政府公告以及地方人力资源和社会保障事业统计公报等。由于调查数据样本来自各省份或直辖市所属区域内的随机抽样，并未区分该样本属于哪个区域，因此，本文中所有实证回归均统一采用了最高档的最低工资标准。三是城市层级的宏观经济变量，来自CEIC经济数据库。

<sup>5</sup> 2004年《最低工资规定》的适用范围扩展到各类企业单位和个体工商户，确立了适用于非全日制用工的小时最低工资标准。同时，新规定要求各地最低工资标准每两年至少调整一次。并且指出企业若违反最低工资标准将面临更高的处罚，由原来的所拖欠工资的20%~100%增加至100%~500%。

<sup>6</sup> 2004年、2005年及2006年这三年，各省（市区）最低工资标准平均上调了1.9次，高于法定要求频率。同时调整幅度也相应变大，由本文数据统计发现，2004—2011年最低工资平均值年均增长幅度8.39%（最低工资中位数年均增长率为6.31%），而1997—2004年最低工资平均值年均增长幅度为4.95%（最低工资中位数年均增长1.07%）。

参照 Fan *et al.* (2020) 的做法, 对于样本我们进行了一定的处理, 选取了处于工作年龄的样本, 即男性 16 岁至 60 岁, 女性 16 岁至 55 岁, 并且剔除掉一些职业类型, 如军官与警官、士兵与警察、运动员以及演员与演奏员等, 这些职业类型不受最低工资制度的作用, 但健康状况却受到更多不可控因素的影响。主要变量的描述性统计分析如附录表 C1 和表 C2 所示。<sup>7</sup>

### (三) 实证设计

参考相关文献的做法 (如 Fan *et al.*, 2018; 宗庆庆等, 2020), 本文使用固定效应模型。<sup>8</sup> 根据理论, 我们设置如下实证方程:

$$Sick_{it} = \alpha + \beta \log(\text{Minwage}_{ct}) + \gamma X_{it} + \kappa X_{ct} + \varphi_c + \varphi_t + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

其中,  $Sick_{it}$  是一个虚拟变量: 若职工在最近四周生病或者受伤, 则  $Sick_{it} = 1$ ; 若职工在最近四周没有生病且受伤, 则  $Sick_{it} = 0$ 。 $\text{Minwage}_{ct}$  代表了城市  $c$  的最低工资标准;  $X_{it}$  是各种个体层级特征, 包括性别、年龄以及受教育程度;  $X_{ct}$  是各种城市层级特征, 包括城市 GDP、城市 GDP 年增长率;  $\varphi_c$  为城市固定效应, 用来控制因为不同城市对职工产生影响的因素;  $\varphi_t$  为年份固定效应, 用来捕捉相同年份特征。

作为最低工资制度全面实施标志性法律制度, 认识 2004 年《最低工资规定》带来的政策冲击, 是了解最低工资制度的一个重要抓手。而公式 (6) 并没有能够解释政策冲击带来的影响, 所以有必要再添加公式, 观察最低工资制度强化执行的效果, 即政策强化后, 最低工资对于职工健康的影响在旧有政策的基础上增加的幅度。因此, 我们构造了如下实证方程:

$$Sick_{it} = \alpha + \beta_1 \log(\text{Minwage}_{ct}) + \beta_2 \log(\text{Minwage}_{ct}) \times \text{Post2004} \\ + \gamma X_{it} + \kappa X_{ct} + \varphi_c + \varphi_t + \epsilon_{it}, \quad (7)$$

其中,  $\text{Post2004}$  是年份虚拟变量, 1 代表 2004 年及以后, 0 代表 2004 年以前。由于加入了年份固定效应 ( $\varphi_t$ ),  $\text{Post2004}$  被吸收。其他变量同实证方程 (6), 定义不变。公式 (7) 中,  $\beta_1$  反映了 2004 年以前, 最低工资上涨对员工健康的影响。 $\beta_2$  反映了相对于 2004 年以前, 2004 年及以后最低工资上涨对员工健康影响的变化。由于 2004 年以后最低工资制度得到强化, 我们预期  $\beta_2$  显著为正。也就是相对于 2004 年以前, 最低工资上涨对员工健康的影响在 2004 年以后显著增强。

<sup>7</sup> 因篇幅所限, 附录从略, 感兴趣的读者可向作者索取。下同。

<sup>8</sup> 因为使用 Logit 模型难以控制个体、城市和年份等固定效应, 可能会扰乱其他系数估计的准确性, 故本文采用了固定效应模型。并且运用 logit 模型对主要回归进行检验时, 发现实证方法的选取并不影响文章基本结论。



## 四、实证结果

为了支持理论预期，我们在本部分检验了最低工资标准上涨对职工健康的影响。

### （一）基准回归结果

表 1 的第 (1) 列和第 (2) 列，我们使用公式 (6) 检验了最低工资标准对职工生病或受伤的整体影响。回归中都控制了城市和年份固定效应；相对于第 (1) 列，我们在第 (2) 列中进一步对个体层面和宏观层面进行了控制，个体层面包括个体性别、个体年龄的对数、个体受教育程度，宏观层面包括城市 GDP 的对数值以及 GDP 增长率。在第 (1) 列和第 (2) 列中，最低工资标准对数的系数显著为正，以列 (2) 为例，最低工资标准上涨对职工生病或受伤的整体影响为 0.045。这表明，最低工资标准上涨使得职工生病或者受伤的概率明显增大。

表 1 基准结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log(\text{Minwage})$	0.037** (2.41)	0.045*** (3.04)	0.002 (0.12)	0.010 (0.51)
$\log(\text{Minwage}) \times \text{Post 2004}$			0.058*** (2.80)	0.061*** (2.79)
<i>Gender</i>		-0.006* (-1.71)		-0.006* (-1.71)
$\log(\text{Age})$		0.067*** (12.73)		0.068*** (12.74)
<i>Education</i>		-0.006*** (-3.92)		-0.006*** (-3.90)
<i>GDPgrowthRate</i>		-0.014*** (-3.15)		-0.014*** (-3.15)
$\log(\text{GDP})$		-0.013** (-2.04)		-0.015** (-2.22)
城市固定效应	是	是	是	是

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	38 427	31 670	38 427	31 670
调整后的 $R^2$	0.025	0.033	0.025	0.033
职工生病或受伤概率	0.093	0.092	0.093	0.092

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著, 括号中为 cluster 到个体层面对应估计的  $t(\infty)$  统计量, 下表同理。

为了进一步检验 2004 年最低工资制度强化后, 最低工资标准变化对职工生病或者受伤的影响。根据公式 (7), 我们在第 (3) 和 (4) 列加入了最低工资与政策变化虚拟变量的交互项  $\log(\text{Minwage}_{it}) \times \text{Post}2004$ 。回归中都控制了城市和年份固定效应; 相对于第 (3) 列, 我们在第 (4) 列中进一步控制了个体特征和宏观层面变量, 包括个体性别、个体年龄的对数、个体受教育程度, 以及城市 GDP 对数值和 GDP 增长率。<sup>9</sup> 在第 (3) 和第 (4) 列中,  $\beta_1$  的系数不显著,  $\beta_2$  显著为正值。这说明 2004 年前最低工资制度对健康影响不显著, 而 2004 年后最低工资制度的强化使最低工资上涨对职工生病或者受伤的影响显著增强。<sup>10</sup>

为测算最低工资制度的强化对职工生病或受伤的影响, 我们使用列 (4) 的值 0.061, 样本中月最低工资增加数 (从 2004 年前的 245 元增加至 2004 年及以后的 537 元), 及样本中平均的最近四周生病或受伤概率变化值 (从 2004 年前的 4.97% 增加至 2004 年及以后的 10.78%), 可知 2004 年最低工资制度强化后, 最低工资上涨导致职工平均的最近四周生病或受伤的概率较 2004 年前增加了 0.399% ( $(\ln 537 - \ln 245) \times 0.061 / 12$ ), 占整个样本平均的最近四周生病或受伤概率变化的 6.87%。<sup>11</sup> 这也就是说, 2004 年最低工资制度加强后, 最低工资变化对企业职工生病或受伤概率变化的影响在均值的基础上增加了 6.87%。

## (二) 分组

利用公式 (6), 我们对 2004 年以前和 2004 年及以后进行了分组。表 2 的第 (1)、(2) 列反映的是 2004 年以前最低工资上涨对职工健康的影响, 第

<sup>9</sup> 列 (2) 和 (4) 结果也表明, 与文献一致, 女性健康状况比男性差, 年老者健康状况比年轻者差; 受教育程度越高的个体, 平均而言健康状况要好一些。

<sup>10</sup> 利用最低工资的最低档水平进行回归, 得到的结果与本文基准结果基本一致。

<sup>11</sup> 2004 年制度强化后, 最低工资变化对生病或受伤概率变化的影响在均值的基础上增加了:  $(\ln 537 - \ln 245) \times 0.061 / 12 / (0.1078 - 0.0497) = 6.87\%$ 。

(1) 列不加入个体层面和宏观层面控制变量, 第 (2) 列中加入了个体层面和宏观层面控制变量, 发现最低工资的上涨对于健康的影响不显著; 表 2 的第 (3)、(4) 列是 2004 年及以后的结果, 不同于 2004 年前, 2004 年及以后最低工资的上涨使得职工生病或者受伤的概率显著增加。这与我们的基准结果表 1 第 (3)、(4) 列形成呼应, 即最低工资制度在 2004 年政策效果不强, 2004 年后最低工资制度得到强化, 最低工资标准的上涨对健康的负向影响增强。表 2 的第 (5)、(6) 列考察了 2009 年和 2011 年最低工资对于健康的影响, 2009 年到 2011 年的时间跨度短, 一定程度上能够控制随时间变化的不可观测变量遗漏的内生性问题。回归结果发现, 2009 年和 2011 年最低工资的上涨显著恶化了职工健康, 并且系数相较于分组中 2004 年及以后的结果更大。

表 2 分组结果

	2004 年前	2004 年前	2004 年后	2004 年后	2009—2011 年	2009—2011 年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log ( <i>Minwage</i> )	-0.102*	-0.045	0.059**	0.066***	0.171***	0.173***
	(-1.79)	(-0.69)	(2.52)	(2.72)	(3.43)	(3.28)
个体层面控制	否	是	否	是	否	是
宏观层面控制	否	是	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	10 490	8 752	27 937	22 918	13 583	10 555
调整后的 $R^2$	0.022	0.037	0.020	0.026	0.029	0.034

注: 个体层面的控制变量包括个体性别、个体年龄的对数、个体受教育程度, 宏观层面的控制变量包括城市 GDP 的对数、城市 GDP 增长率, 下表同理。

### (三) 安慰剂检验

相对于非农民而言, 农民的收入不受最低工资的直接影响。因此, 最低工资标准制度实施的影响应主要集中于非农民。为此, 我们进行了安慰剂检验。表 3 中第 (1)、(2) 列和第 (3)、(4) 列利用公式 (7) 分别观察了最低工资上涨对于农民和非农民的影响。结果发现, 对于农民, 最低工资水平的影响不显著, 而对于非农民,  $\beta_1$  不显著,  $\beta_2$  显著为正, 说明 2004 年前最低工资政策效果不强, 2004 年最低工资制度强化后, 最低工资上涨显著增加了职工生病或受伤的概率。即相对于非农民而言, 最低工资制度强化对农民健康状况影响较小。

表3 安慰剂检验

	农民	农民	非农民	非农民
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log(\text{Minwage})$	0.036 (1.08)	0.037 (1.04)	-0.004 (-0.20)	0.004 (0.17)
$\log(\text{Minwage}) \times \text{Post2004}$	0.009 (0.22)	0.031 (0.71)	0.062** (2.56)	0.063** (2.41)
个体层面控制	否	是	否	是
宏观层面控制	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	12 160	10 222	26 267	21 448
调整后的 $R^2$	0.038	0.042	0.024	0.030

## (四) 稳健性检验

考虑到被解释变量 *Sick* 为 0-1 变量, 我们利用 Logit 模型对基准结果进行进一步检验。检验结果如表 4 的第 (1) 列和第 (2) 列所示,  $\beta_1$  不显著,  $\beta_2$  显著为正。这表明使用 Logit 模型并没有改变实证回归结果。为了深入分析职工健康受到的影响, 我们将健康程度进行了不同程度的划分。本文的关键变量来自问卷中受调查者最近四周是否生病或者受伤。为了进一步刻画生病或受伤程度, 利用问卷中调查的受访者的疾病或伤害的严重程度定义了一个新的变量。在该变量中, 将没有疾病或受到伤害定义为 0, 疾病和伤害“不严重”定义为 1, 疾病和伤害严重程度“一般”定义为 2, 疾病和伤害程度“非常严重”定义为 3。利用 Tobit 模型检验了最低工资制度的强化对于该健康程度变量的影响, 回归结果见表 4 的第 (3) 列和第 (4) 列。由结果可知, 无论是否加入个体层面和宏观层面控制, 最低工资制度的强化都进一步加重了最低工资上涨带来的健康影响。

表4 Logit模型和Tobit模型回归

	Logit模型	Logit模型	Tobit模型	Tobit模型
	<i>Sick</i>	<i>Sick</i>	<i>Severity</i>	<i>Severity</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log(\text{Minwage})$	-0.280 (-0.93)	-0.247 (-0.75)	-0.349 (-0.66)	-0.496 (-0.85)
$\log(\text{Minwage}) \times \text{Post2004}$	0.643** (1.99)	0.716** (2.08)	1.000* (1.77)	1.317** (2.17)

(续表)

	Logit 模型		Tobit 模型	
	<i>Sick</i>	<i>Sick</i>	<i>Severity</i>	<i>Severity</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
个体层面控制	否	是	否	是
宏观层面控制	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	38 427	31 884	23 203	19 021

为了更好地控制内生性问题，我们构建了工具变量。参照 Bai *et al.* (2018) 的做法，我们得到了构建工具变量的第一种方式，即在相关年份对各地级市按人均 GDP 进行从大到小排序，将人均 GDP 相近的城市划为一组，共分成 20 组，将同组的其他城市最低工资水平的平均值作为样本城市最低工资的工具变量。回归结果如附录表 C3 中第 (1) 列和第 (2) 列所示，与我们基本结论一致。另外，利用该年同一省份其他城市的最低工资水平的平均值，我们得到了构建工具变量的第二种方式。如附录表 C3 中第 (3) 列和第 (4) 列表明，在控制了个体层面和宏观层面的变量后，最低工资水平的上涨使得职工生病或者受伤的概率提升，制度的强化进一步加剧了这种影响，与本文基本结论也是一致的。

另外，我们在基准回归的基础上添加了宏观层面变量以及关于职工就业状况的固定效应，宏观层面变量为各城市 CPI 水平、各城市人口的对数值以及非农人口对数值，职工就业状况包括了是否就业、工作职位类型以及所在企业雇佣人数等。如附录表 C4 的第 (1)、(2) 列所示，加入这些变量和固定效应之后并不改变我们的基本结论。同时，职工本身的健康状况也与职工个体状况有关，因此，我们进一步控制了职工是否接受预防保健服务、是否有疾病史、是否抽烟等变量，回归结果见附录表 C4 的第 (3)、(4) 列。由结果可知，在控制了这些变量后，我们的基本结论依然成立。

考虑到 CHNS 是对同一区域的追踪调查，在调查样本中同一区域内调查个体会发生很大变化。本文基准回归主要控制了城市和时间固定效用。为了捕捉个体差异特征或者社区差异对个体健康产生的影响，我们将城市固定效应更改为个体固定效应或者社区固定效应，如附录表 C5 所示，基准结果仍然成立。

最后，为了排除因样本的选取不同而对本文基本结论的影响，我们剔除了特殊样本进行分析，如附录表 C6 第 (1)、(2) 列所示，在不考虑待业个体

的样本下,得到的结果与我们的基准结果基本一致;附录表C6的第(3)、(4)列是在剔除待业个体基础上,进一步剔除掉更换工作个体的样本,回归的结果并不改变我们的基本结论。

#### (五) 内在机制探讨

本小节我们将分析最低工资上涨引起职工的生病或受伤概率上升的内在机制。

我们将实证方程(7)中的被解释变量变为职工工作时长,检验2004年最低工资制度的强化对最低工资和工作时长关系的影响。

表5中的第(1)、(2)列,将工作时长的自然对数作为被解释变量。<sup>12</sup>回归结果显示,无论是否加入个体和宏观层面控制变量,发现 $\beta_1$ 不显著, $\beta_2$ 显著为正。这表明2004年前最低工资上涨对于工作时长影响不明显,2004年最低工资制度的强化,最低工资标准的提升显著增加了职工工作时长。附录表C7中的第(1)、(2)列,我们定义了一个虚拟变量衡量职工是否超长时间工作,将工作满一个月以上的职工,其每天工作时长不低于8小时、上周工作时长不低于40小时,且一周工作天数不低于5天定义为1,其他情况定义为0,并将该虚拟变量作为被解释变量。如回归结果所示,无论是否加入个体和宏观层面控制变量,得到的 $\beta_1$ 都不显著, $\beta_2$ 显著为正,与预期一致。

最低工资制度的强化提升了职工工资,我们预期职工收入的上升将增加购买医疗保健服务的概率。<sup>13</sup>我们用职工是否接受预防保健服务作为关键变量,通过回归方程(7),考察了最低工资制度的强化对职工是否接受预防保健服务的影响。从表5第(3)、(4)列可知,2004年最低工资制度强化后,最低工资标准的上涨使得职工接受预防保健服务的概率提升,这与我们模型预计的结论是一致的。但相较于工作时长的变化,预防保健服务增加的幅度明显更小。

随着最低工资制度的强化,政府对于职工的工资及社保缴纳情况的监管可能加强。2009年全国城镇居民医疗保险全面铺开,城镇医疗保险分为城镇职工医疗保险和城镇居民医疗保险,因此我们考察2009—2011年间最低工资制度对企业给职工缴纳城镇职工医疗保险的影响。利用公式(6),将被解释变量换为是否有城镇职工医疗保险。回归结果如表5中的第(5)、(6)列,

<sup>12</sup> 工作时长用的是职工汇报的最近一周的工作小时数。另外,在研究对工作时长的影响时,剔除了前百分之二和后百分之二的极值。

<sup>13</sup> 同贾朋和张世伟(2013)利用CHNS数据的发现一样,如附录C8第(1)、(2)列所示,本文也得出最低工资制度的强化将使职工收入增加更明显。

最低工资的上涨使得企业缴纳城镇职工医疗保险的概率增加，与我们的预期是一致的。<sup>14</sup>

表 5 对职工工作时长、购买预防保健服务和城镇职工医保的影响

	log (Workhours)		Healthcare		Insurance	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
log (Minwage)	-0.247 (-1.27)	-0.280 (-1.33)	-0.001 (-0.10)	-0.019* (-1.81)	0.125** (2.40)	0.086 (1.55)
log (Minwage) × Post2004	0.516*** (2.66)	0.662*** (3.20)	0.022* (1.88)	0.039*** (3.26)		
个体层面控制	否	是	是	是	否	是
宏观层面控制	否	是	是	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	21 761	17 845	38 365	31 600	12 371	9 553
调整后的 R <sup>2</sup>	0.091	0.116	0.029	0.026	0.277	0.330

### (六) 异质性检验

本小节我们将分析最低工资上涨的影响是否存在异质性差异。

如果最低工资制度标准是通过延长工作时长而影响职工健康状况，我们认为最低工资制度标准对非国有企业的职工影响应该更大。<sup>15</sup> 本文考察了最低工资制度对非国有企业职工健康状况的影响。为此，我们构建了公式 (8)：

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 \log(\text{Minwage}_{ct}) \times \text{post2004} \times \text{nonSOE}_{it} + \beta_2 \log(\text{Minwage}_{ct}) \times \text{Post2004} + \beta_3 \log(\text{Minwage}_{ct}) \times \text{nonSOE}_{it} + \beta_4 \text{nonSOE}_{it} \times \text{Post2004} + \beta_5 \log(\text{Minwage}_{ct}) + \beta_6 \text{nonSOE}_{it} + \gamma X_{it} + \kappa X_{ct} + \varphi_c + \varphi_t + \epsilon_{it}, \quad (8)$$

其中， $y_{it}$  表示职工生病或受伤概率。等式右边  $\text{nonSOE}_{it}$  是二元虚拟变量，若职工所在企业是非国有企业则定义为 1，是国有企业则定义为 0。

回归结果如表 6 第 (1)、(2) 列，跟理论预期一致，三重交互项的系数也都是正的，即 2004 年最低工资制度的强化，最低工资标准的上涨使非国有企业职工健康恶化得更严重。

<sup>14</sup> 利用 2008 年《劳动合同法》的实施作为外生冲击，在控制其他变量情况下，我们发现了新法规的实施使最低工资上涨带来的对健康的负向影响增强。这可能与企业给职工缴纳的社保基数受到最低工资标准影响，且《劳动合同法》强调了企业需给职工缴纳社保的要求有关。

<sup>15</sup> 如附录表 C9 所示，最低工资制度的强化使得非国有企业职工收入增长更明显。

同时,根据理论模型可知,最低工资上涨对低技能人群的影响更大。我们使用职工受教育程度来刻画员工技能水平。受教育程度越低,则其技能水平越低。从而,最低工资上涨对其影响越大。基于此,我们构建公式(9)来考察最低工资标准对个体的异质性影响:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 \log(\text{Minwage}_{ct}) \times \text{post2004} \times \text{Lowedu}_{it} + \beta_2 \log(\text{Minwage}_{ct}) \times \text{Post2004} + \beta_3 \log(\text{Minwage}_{ct}) \times \text{Lowedu}_{it} + \beta_4 \text{Lowedu}_{it} \times \text{Post2004} + \beta_5 \log(\text{Minwage}_{ct}) + \beta_6 \text{Lowedu}_{it} + \gamma X_{it} + \kappa X_{ct} + \varphi_c + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (9)$$

和前面定义类似,公式(9)左边是职工生病或受伤概率。公式(9)右边  $\text{Lowedu}_{it}$  是二元虚拟变量,将职工受教育程度为中位数及以下取为1,中位数以上取为0。我们通过三重交互项的形式来捕捉最低工资标准对不同技能职工的影响。结果如表6第(3)列和第(4)列所示,三重交互项的系数显著为正,验证了我们的预期。

表6 对企业性质、受教育情况不同的职工的影响

	企业性质不同		受教育情况不同	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log(\text{Minwage}) \times \text{Post2004} \times \text{nonSOE}$	0.066 (1.42)	0.146*** (2.58)		
$\log(\text{Minwage}) \times \text{Post2004} \times \text{Lowedu}$			0.047** (2.13)	0.050** (2.12)
个体层面控制	否	是	否	是
宏观层面控制	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	28 098	23 062	38 427	31 670
调整后的 $R^2$	0.026	0.035	0.026	0.035

注:第(1)列和第(2)列控制了  $\log(\text{Minwage})$ 、 $\log(\text{Minwage}) \times \text{Post2004}$ 、 $\text{nonSOE}$ 、 $\log(\text{Minwage}) \times \text{nonSOE}$  和  $\text{Post2004} \times \text{nonSOE}$ ;第(3)列和第(4)列控制了  $\log(\text{Minwage})$ 、 $\log(\text{Minwage}) \times \text{Post2004}$ 、 $\text{Lowedu}$ 、 $\log(\text{Minwage}) \times \text{Lowedu}$  和  $\text{Post2004} \times \text{Lowedu}$ 。

进一步地,对于不同受教育群体,我们分析了最低工资制度的强化产生异质性影响的机制分析。利用公式(9),并将左端替换成工作时长和预防保健服务购买情况。得到的实证结果如表7所示,最低工资制度的强化使低受教育程度者的工作时长增加更明显,但对他们的预防保健服务的购买行为不产生差异性影响。



表 7 对不同受教育程度者的影响机制分析

	log (Workhours)		Healthcare	
	(1)	(2)	(3)	(4)
log (Minwage) × Post2004 × Lowedu	1.016*** (3.30)	0.826** (2.42)	0.017 (1.59)	0.0007 (0.06)
个体层面控制	否	是	否	是
宏观层面控制	否	是	否	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	21 761	17 845	38 365	31 600
调整后的 R <sup>2</sup>	0.092	0.124	0.029	0.026

注：回归中控制了 log (Minwage)、log (Minwage) × Post2004、Lowedu、log (Minwage) × Lowedu 和 Post2004 × Lowedu。

## 五、结 论

新冠疫情席卷全球，世界人民承受着巨大痛苦。面对这场突如其来的公共卫生危机，各国政府措手不及。未来，如何应对全球性的健康问题依然是任重道远。然而，较少文献研究外生冲击对健康影响的问题，或者立足于健康这个视角审查外生冲击带来的影响。本文通过构建模型将健康进行内生化，并结合 CHNS 数据进行实证分析，研究了最低工资政策对于职工健康的影响，为认识外生冲击对于健康的影响提供了一个经济学视角。

同模型得出的性质一致，我们从实证结果发现，最低工资的上涨将增加职工生病或受伤的概率；2004 年《最低工资规定》实施后，最低工资标准变化对职工生病或受伤的概率的影响要比 2004 年前显著提高。其内在的逻辑是，最低工资的上涨使得职工收入提升、工作时长增加，尽管职工提高了医疗保健支出、企业增加了给职工缴纳的职工医保，但工作时长增加的影响大于医疗保健给职工健康带来的正向影响，从而使职工健康受损。

疫情给我们敲响了警钟，忽视健康将最终造成巨额的成本。最低工资制度是一把双刃剑，一方面提高了收入，另一方面提高了工作时长，工作时长的增加可能引发健康隐患。在寻求个体收入上升的同时，我们需要加紧重视健康的重要性。透支健康，可能使得个体效用降低、生产率下降，反而适得其反。在一个连续十几年平均工作时长超过法定时长的大环境以及日益趋向“九九六”甚至“零零七”职场文化的大背景下，尤其需要警惕超长的工作时长给我们带来的成本。但是，如何减弱超长时间加班带来的健康水平恶化依

然值得研究。

本文的启示是,为了应对最低工资增长带来的健康风险,我们需要重视和规范职工超长工作时长现象。劳动监管部门在落实最低工资制度以及社保制度的同时,应加强执行职工法定工作时间的相关规定,限制非法超长时间工作,正常的加班时间也必须符合法律规定,并且要按照法律标准支付加班工资,切实保障职工的休息权。

特别地,最低工资制度作为提升低收入者收入的有效手段,起到了低收入群体的安全网。但正如理论模型和实证结果表明,最低工资制度对于低收入群体影响是最大的,相应的他们的健康恶化也是最严重的。政策制定和实施者,在健全和落实最低工资制度以及工作时长相关规定的同时,仍需要出台合理的措施。例如,给低技能劳动者提供在职技能和健康护理培训,在增加劳动效率的同时也提高他们的健康意识;又如,督促和帮助企业落实职工定期体检安排,加强对于职工的医疗保健投入,改善低收入者的健康状况。

## 参 考 文 献

- [1] Apouey, B., and A. E. Clark, "Winning Big But Feeling No Better? The Effect of Lottery Prizes on Physical and Mental Health", *Health Economics*, 2015, 24 (5), 516-538.
- [2] Autor, D. H., A. Manning, and C. L. Smith, "The Contribution of the Minimum Wage to US Wage Inequality Over Three Decades: A Reassessment", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2016, 8 (1), 58-99.
- [3] Bai, X., A. Chatterjee, K. Krishna, et al., "Trade and Minimum Wages in General Equilibrium: Theory and Evidence", *National Bureau of Economic Research*, 2018.
- [4] Brown, C., C. Gilroy, and A. Kohen, "The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment: A Survey", *National Bureau of Economic Research*, 1982.
- [5] Card, D., and A. B. Krueger, "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania", *The American Economic Review*, 1994, 84 (4), 772-793.
- [6] Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, et al., "The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs", *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134 (3), 1405-1454.
- [7] Dube, A., T. W. Lester, and M. Reich, "Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties", *The Review of Economics and Statistics*, 2010, 92 (4), 945-964.
- [8] Fan, H., F. Lin, and L. Tang, "Minimum Wage and Outward FDI from China", *Journal of Development Economics*, 2018, 135, 1-19.
- [9] Fan, H., F. Lin, and S. Lin, "The Hidden Cost of Trade Liberalization: Input Tariff Shocks and Worker Health in China", *Journal of International Economics*, 2020, 126, 103349.
- [10] Fang, T., and C. Lin, "Minimum Wages and Employment in China", *IZA Journal of Labor Policy*, 2015, 4 (1), 1-30.
- [11] Fein, E. C., and N. Skinner, "Clarifying the Effect of Work Hours on Health Through Work-Life

- Conflict”, *Asia Pacific Journal of Human Resources*, 2015, 53 (4), 448-470.
- [12] Gan, L., M. A. Hernandez, and S. Ma, “The Higher Costs of Doing Business in China: Minimum Wages and Firms’ Export Behavior”, *Journal of International Economics*, 2016, 100, 81-94.
- [13] Grossman, M., “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *Journal of Political Economy*, 1972, 80 (2), 223-255.
- [14] Jia, P., “Employment and Working Hour Effects of Minimum Wage Increase: Evidence from China”, *China & World Economy*, 2014, 22 (2), 61-80.
- [15] 贾朋、张世伟, “最低工资标准提升的溢出效应”, 《统计研究》, 2013年第4期, 第37—41页。
- [16] Kenkel, D. S., M. D. Schmeiser, and C. Urban, “Is Smoking Inferior? Evidence from Variation in the Earned Income Tax Credit”, *Journal of Human Resources*, 2014, 49 (4), 1094-1120.
- [17] 马双、张劼、朱喜, “最低工资对中国就业和工资水平的影响”, 《经济研究》, 2012年第5期, 第132—146页。
- [18] Mayneris, F., S. Poncet, and T. Zhang, “Improving or Disappearing: Firm-Level Adjustments to Minimum Wages in China”, *Journal of Development Economics*, 2018, 135, 20-42.
- [19] Neumark, D., and W. Wascher, “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania; Comment”, *American Economic Review*, 2000, 90 (5), 1362-1396.
- [20] Sparks, K., C. Cooper, and Y. Fried, et al., “The Effects of Hours of Work on Health: A Meta-Analytic Review”, *Managerial, Occupational and Organizational Stress Research*. Routledge, 2018, 451-468.
- [21] Stewart, M. B., and J. K. Swaffield, “The Other Margin: Do Minimum Wages Cause Working Hours Adjustments for Low-wage Workers?”, *Economica*, 2008, 75 (297), 148-167.
- [22] 王欢欢、樊海潮、唐立鑫, “最低工资, 法律制度变化和企业对外直接投资”, 《管理世界》, 2019年第11期, 第38—51+230—231页。
- [23] Wang, J., and M. Gunderson, “Minimum Wage Impacts in China: Estimates from a Prespecified Research Design, 2000-2007”, *Contemporary Economic Policy*, 2011, 29 (3), 392-406.
- [24] 许明、李逸飞, “最低工资政策、成本不完全传递与多产品加成率调整”, 《经济研究》, 2020年第4期, 第167—183页。
- [25] Ye, L., T. H. Gindling, and S. Li, “Compliance with Legal Minimum Wages and Overtime Pay Regulations in China”, *IZA Journal of Labor & Development*, 2015, 4 (1), 1-35.
- [26] 张抗私、刘翠花、丁述磊, “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》, 2018年第1期, 第107—127页。
- [27] 宗庆庆、张熠、陈玉宇, “老年健康与照料需求: 理论和来自随机实验的证据”, 《经济研究》, 2020年第2期, 第36—51页。

## Wage System and Employee Utility

HAICHAO FAN\* DONGMIN HU

(*Fudan University*)

**Abstract** Based on testable theoretical model and rigorous empirical analysis, we study how legal institution of minimum wage affects the impact of minimum wage on employee's health, by using Chinese Health and Nutrition Survey. We find increment of minimum wage is positively associated with higher probability of firm's employee to be injured or getting ill. This positive relation has been strengthened by stricter regulation. And those poorly educated labors and employee of non-stated-owned firms are more easily to be influenced by minimum wage.

**Keywords** wage system, employee health, working hour

**JEL Classification** E24, K31, I14

---

\* Corresponding Author: Haichao Fan, Institute of World Economy, School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China; Tel: 86-21-65648982; E-mail: fan\_haichao@fudan.edu.cn.