

# 最低工资制度、劳动合同期限与企业用工形式

王欢欢 胡冬敏 张际\*

**摘要** 通过构建可检验的理论模型以及严谨的实证分析，本文研究了最低工资制度强化对企业用工决策中选择劳动合同期限并调整内部用工结构的影响及其内在作用机制。我们发现，工资水平的上涨降低了企业雇佣长期工的概率，增加了企业雇佣临时工的概率，从而导致了企业用工形式的短期化。工资制度的变化进一步加强了这种效应。进一步研究表明，企业雇佣更多的退休返聘职工、更多发放不固定工资、职工更频繁地更换工作是其中的内在作用机制。本文还发现，低收入群体的就业形式受到更大的影响。政府在制定最低工资时，应权衡其在劳动收入保障上的积极效果及其对企业用工形式短期化影响的潜在弊端。

**关键词** 最低工资制度，用工形式，劳动合同期限

---

\* 王欢欢，华东师范大学法学院，华东师范大学中国经济研究中心；胡冬敏，复旦大学经济学院、复旦大学世界经济研究所；张际，清华大学五道口金融学院。通讯作者及地址：胡冬敏，上海市杨浦区杨浦区国权路 600 号复旦大学经济学院，200433，电子邮箱：hu\_dongmin@qq.com。张际感谢国家自然科学基金项目（项目批准号：72003102）的支持。文责自负。

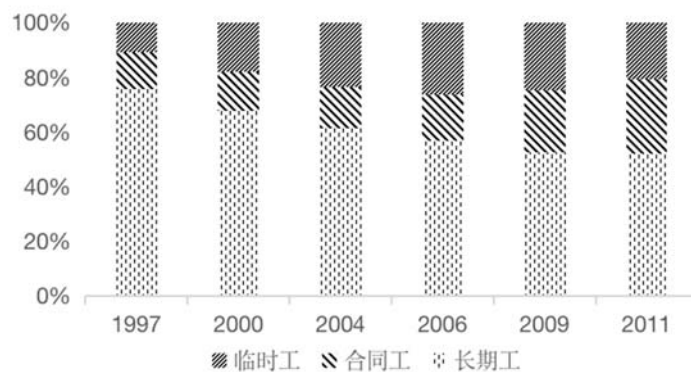
## 一、引言

在建立和完善适应社会主义市场经济的劳动制度中,最低工资是核心制度安排之一,旨在增强对劳动者收入的保障,以保护劳动者的权益。然而,在讨论最低工资制度的影响时,简单地讨论失业问题难以刻画就业市场的变化状况。为了应对用工成本的上升,更灵活、更多样化,或换言之,更趋向短期化的用工方式大量涌现,这一现象在各国越来越常见。<sup>1</sup>同样地,我国也出现了用工形式的显著变化。自20世纪末的《劳动法》改变了计划经济下的固定工制度后,为缓解“劳动合同短期化、劳动关系短期化”的顾虑,随后的劳动法律制度建设的重要方向之一即为稳定劳动关系。<sup>2</sup>那么,对企业而言,即便面临以稳定劳动关系为基本思想的管制环境,鉴于无固定期限合同工、固定期限合同工、临时工等不同期限的劳动合同在合同终止、合同解除方面规则的不同,以及与工龄直接挂钩的用工隐性成本的差异,企业会否采取改变用工形式等方式,以在一定程度上抵消最低工资制度强化带来的用工成本的上升?若最低工资制度强化导致了企业雇工劳动合同期限调整、用工短期化的效应,其内在的作用机制是什么?对这些问题的解答,有助于评估最低工资增加及制度强化对企业内部用工决策和用工结构的影响,发现最低工资这一劳动保障制度与劳动合同期限这一影响劳动市场灵活性的制度间的潜在关联,更好地理解政府劳动管制与劳动力市场自治力量间的互动关系,并探索劳动法中“灵活安全”的基本法治思想的实现方式。

1993年,我国颁布了《企业最低工资规定》,确立了最低工资保障制度。由于制度的适用范围不全、惩罚标准不高以及最低工资标准调整不及时等原因,制度并没有得到有效落实。2004年《最低工资规定》的出台被认为是最低工资制度在真正意义上在全国范围内确立并强化实施的开端。新规大幅度提高了企业违反最低工资义务应向劳动者支付的赔偿金,由原规定中所欠工资的20%至100%,提升到100%至500%。新规定要求并且要求各地根据经济发展情况,至少每两年调整一次最低工资标准。至此,各地的最低工资标准在2004年及以后迅速增长。如附录A的附图1所示,各地最低工资标准的中位数由2003年的320元增加至2013年的1130元,总共上升253%左右。因此,许多文献强调,2004年新法规的颁布明显增加了最低工资制度实施的政策效果(Fang and Lin, 2015; Gan, Hernandez and Ma, 2016)。

与此同时,我国企业的用工形式也发生了变化。如图1所示,长期工占比自2004年以后急剧减少,临时工占比上升。长期工占比由2004前的平均71%下降到2004年及以后的平均56%,临时工占比由2004年前的平均15%上升到2004年及以后的平均24%。特别地,2004年及以后对于私有制企业长期工仅占比28.3%,而临时工占比达到了45.4%。<sup>3</sup>

图1 企业用工形式占比的变化(1997-2011年)



<sup>1</sup> 为缓和劳动力市场僵化和长期失业带来的矛盾,各国对就业市场的管制发生了松动,临时工岗位大量涌现。在法国和西班牙,从2000年到2010年,90%的新入职职工流向临时工岗位,剩余10%的新职工成为了长期工(Cahuc, 2016)。再者,从企业的角度来看,根据德勤2016年全球人力资本趋势报告,51%的受调研雇主表示未来将增加临时工的人数,仅有16%的雇主希望减少临时工的数量;并且90%以上的国家雇主基本认同需要重视临时工占比越来越多的用工新趋势。

<sup>2</sup> 这一思路在随后的《劳动合同法》等立法中大力推行无固定期限劳动合同等条款中得以充分体现。

<sup>3</sup> 数据由本文作者通过中国营养与健康调查报告整理得出。

直观地,最低工资水平和企业用工形式在近些年均发生了较大的变化,且这种变化在2004年似乎更为明显。由此,我们提出了本文的研究主题:最低工资水平对企业劳动合同期限选择和用工形式的影响,以及最低工资法律制度强化对该效应的进一步影响。基于相关文献,在我国劳动合同期限制度的基础上,文章提供了理论模型,假定企业的未来产出具有不确定性,雇佣不同形式的工人具有不同的招募和解雇成本,推导出企业的利润函数,从而得到最低工资增长时企业作出的用工决策。理论模型得出如下性质,第一、随着最低工资的上升,企业雇佣长期工的概率将减少,雇佣合同工和临时工的概率将增加。第二、最低工资上涨,企业雇佣临时工的概率将增加,雇佣长期工和合同工的概率将减少。接着,根据这两个性质,我们总结出可检验的命题,即最低工资使得企业用工形式更加短期化。最后,由于最低工资主要影响低技能群体,故最低工资上涨对低技能职工的就业形式影响更大。

为了验证理论预期,我们合并了个体层面和宏观层面的变量,得到了包含最低工资和就业形式等信息的回归数据。实证表明最低工资标准上涨使得用工形式趋于短期化,在2004年新法规颁布后,该影响增强。通过一系列稳健性分析,我们的基本结论依然成立。随后,文章研究了最低工资增加及制度强化对企业用工短期化影响的内在机制,发现最低工资制度强化后,新入职职工的就业形式更加短期化、企业更愿意返聘退休员工以及职工更换工作变得更频繁。受最低工资上涨的影响,企业支付工资的形式也变灵活。最后,文章通过异质性检验发现最低工资制度对于低技能者影响更明显。

最低工资对就业的影响一直是理论争论的焦点,相关文献主要立足于西方国家(Neumark and Wascher, 1992; Katz and Krueger, 1992; Card and Krueger, 1994; Dube et al., 2010; Cengiz et al., 2019)。近来,国内讨论最低工资对就业影响的研究逐渐增多(马双等,2012;孙中伟和舒玢玢,2011)。刘行和赵晓阳(2019)认为,由于企业缴纳的社保参照了最低工资标准,最低工资的增加将提高企业为员工缴纳的社会保险,从而提高了员工的总收入。陆瑶等(2017)发现最低工资的上涨增加了上市公司的劳动力成本支出。马双等(2012)发现,最低工资上涨显著降低了制造业企业的雇佣人数,最低工资每上升10%,就业率下降0.6%。丁守海(2010)关注劳动管制措施的影响,得出最低工资管制增强后,最低工资对农民工的就业冲击更明显。

关于企业雇佣形式的研究较少,仅有的主要从搜寻匹配模型(Berton and Garibaldi, 2012; Cao et al., 2010)和对不同用工形式的成本分析(Caggese and Cunat, 2008; Cahuc et al., 2016)展开。前者认为,长期工岗位招募速度更快或招募来的长期工具有更高的工作效率,因此企业有一定意愿设立长期工岗位;后者通过设定不同用工形式的解雇成本和招募成本来探讨各种用工形式的合理性。本文沿用第二种分析框架,并结合中国劳动合同期限制度,对解雇和招募成本进行相应设定,得到各种用工形式的均衡。与以往文献不同的是,本文结合理论模型,研究了最低工资制度的强化对企业劳动合同期限选择和用工形式的影响。

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

我国用工形式主要分为三类,分别是长期工、合同工和临时工。根据我国劳动力市场的实际情况、相关研究以及《劳动法》、《劳动合同法》的相关要求,文章对各用工形式作如下假定。

### (1) 招募成本

企业招募成本包括但不限于招聘广告、组织考核以及试用期过程进行上岗培训等。假定雇佣长期工或者合同工的招募成本都是 $C$ ;相对来说,临时工的招募成本更低一些,本文假定为 $(1-b)C$ ,其中 $b < 1$ 。

### (2) 产出和工资

根据孙睿君和李子奈(2010)得出的结论,控制劳动生产率差异和其他特征后,长期工和合同工之间并无工资歧视。因此,假定对于单位时间相同的产出 $y$ ,长期工和合同工得到的工资都为 $w$ 。

临时工产出不稳定，可能面临一定的空窗期（Berton and Garibaldi, 2012）。本文设定临时工的单位时间产出为 $(1-a)y$ ，企业相应地给予临时工的工资水平为 $(1-a)w$ ，其中 $a < 1$ 。

最低工资直接影响低收入者收入，同时，最低工资上涨也将提升其他收入人群的收入（证明详见附录 B）。

### (3) 不产出概率

类似 Melitz(2003)设定企业具有不同的生产率，本文假定企业岗位由于市场需求变化具有一定的不产出概率。仿照 Cahuc(2016)的做法，将这个不产出概率分布设定为服从参数为 $\lambda$ 的指数分布。因此，工作岗位的预期产出可表示如下：

某岗位不产出的概率密度函数为： $f(t) = \lambda e^{-\lambda t}$ ，相应的分布函数为： $F(t) = 1 - e^{-\lambda t}$ 。<sup>4</sup>不考虑招募成本和解雇成本，假定员工可以随时被雇佣和解雇，则企业预期的整个生命周期的利润可以表示为： $\int_0^{\infty} (y-w)e^{-\lambda t} dt = \int_0^{\infty} \left[ \int_0^T (y-w) dt \right] \lambda e^{-\lambda T} dT$ ；<sup>5</sup>若企业只与员工签订 $\Delta$ 期的合约，则该时期内企业的预期产出可以表示为： $\int_0^{\Delta} (y-w)e^{-\lambda t} dt$ 。

### (4) 解雇成本

解雇一名长期工需要支付一定的费用，其成本大小与员工获得的工资是相关的，本文假定长期工解雇成本为 $Fw$ 。

对于合同工，企业有可能在合约期限内解聘职工，无需支付解雇成本。但若引发法律纠纷<sup>6</sup>，职工有权要求执行完劳动合同，本文假定该情况，即企业在合约期限内解雇职工下支付剩余工资，发生的概率为 $p$ 。

最后，本文假定临时工的解雇成本为 0。

基于上述设定，企业雇佣长期工的情况下，利润为：

$$\pi_p(w, \lambda) = \int_0^{\infty} \left[ \int_0^T (y-w) dt - Fw \right] \lambda e^{-\lambda T} dT - C \quad (1)$$

其中 $\pi_p(w, \lambda)$ 指的是企业雇佣长期工的利润，右边第一项 $\int_0^T (y-w) dt$ 是企业 $T$ 时期累计获得产出与工资的差值， $T$ 时刻该长期工岗位不再产出，企业解雇该长期工，企业支付解雇费用 $Fw$ ， $\lambda e^{-\lambda T}$ 反映了 $T$ 时刻岗位不产出的概率密度。 $C$ 代表了招募成本。

雇佣长期工情况下，企业利润函数整理可得：

$$\pi_p(w, \lambda) = \frac{1}{\lambda} (y-w) - Fw - C \quad (2)$$

同理，企业雇佣临时工情况下，利润为：

$$\pi_t(w, \lambda) = \int_0^{\infty} \left[ \int_0^T [(1-a)(y-w)] dt \right] \lambda e^{-\lambda T} dT - (1-b)C \quad (3)$$

其中 $\pi_t(w, \lambda)$ 指的是企业雇佣临时工情况下的利润，右边第一项 $\int_0^T (1-a)(y-w) dt$ 是企业 $T$ 时期累计获得产出与工资的差值， $T$ 时刻该临时工岗位不再产出，企业解雇临时工。招募成本为 $(1-b)C$ ，解雇费用为 0。

可知，雇佣临时工情况下，企业的利润可整理为：

$$\pi_t(w, \lambda) = \frac{1}{\lambda} (y-w) - \frac{a}{\lambda} (y-w) - (1-b)C \quad (4)$$

雇佣固定期限合同工情况下，且订立的合同期限为 $\Delta$ ，则企业利润函数为：

$$\pi_c(w, \lambda, \Delta) = p \int_0^{\Delta} (ye^{-\lambda T} - w) dT + (1-p) \int_0^{\Delta} (y-w) e^{-\lambda T} dT + \max[\pi_p(w, \lambda), \pi_t(w, \lambda), 0] e^{-\lambda \Delta} - C \quad (5)$$

<sup>4</sup> 为了简化模型，本文并未对预期产出考虑折现。若进一步考虑折现，模型得出的性质也与正文性质基本一致。

<sup>5</sup> 等式成立的机理在于，左端中 $e^{-\lambda t} = \int_t^{\infty} \lambda e^{-\lambda t} dt$ 衡量 $t$ 时刻后才发生岗位不产出的概率，代入并交换积分次序后，变成了等式右端。值得注意的是，在接下来的表达式中，即签订固定期限合约时的预期产出，交换积分次序后，表达式的形式会发生变化，因此接下来给出的表达式就不予展开。

<sup>6</sup> 《劳动法》第九十八条规定，企业若违反法律规定的条件解除劳动合同，或故意推迟不确立劳动关系订立劳动合同的，由劳动行政部门责令改正；给劳动者造成损失的，负有赔偿责任。根据《劳动合同法》第四十八条，企业违反法律规定解除或者终止劳动合同，劳动者若要求继续执行劳动合同的，企业应当继续执行；职工不要求继续执行劳动合同或者劳动合同已经不能继续执行的，企业应当依照本法第八十七条规定支付赔偿金。

其中 $\pi_c(w, \lambda, \Delta)$ 指的是企业雇佣合同工情况下的利润，函数右边分成两部分，第一部分是合同期限内企业的利润；假定企业中途解雇员工，有概率 $p$ 引起劳动纠纷，引发纠纷后，企业需要执行完合约。企业在该岗位上是没有产出的，这部分利润可以表示为 $\int_0^\Delta (ye^{-\lambda T} - w)dt$ ；另外，有 $(1-p)$ 的概率企业直接解雇职工，不需要另外支付剩余合同期限的工资，此时利润为 $\int_0^\Delta (y-w)e^{-\lambda T}d\lambda$ 。第二部分是合同执行完之后企业的利润，合同执行完之后，企业可以雇佣长期工、临时工，或者不再雇佣工人。但企业不会再雇佣合同工，因为求解过程中， $\Delta$ 已经是在雇佣合同工情况下的最优期限。第二部分取继续雇佣长期工、临时工或不雇佣工人中较大的利润贴现值。

假定岗位面临不产出的概率并不大，使得 $\pi_p(w, \lambda), \pi_t(w, \lambda)$ 均大于0，结合(2)、

(4)式，在企业选择最优的合同期限与员工签订合同，即(5)式对 $\Delta$ 的一阶条件等于0的情况下，可以得到最期限关于 $\lambda, w$ 的函数：<sup>7</sup>

$$\Delta(\lambda, w) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda} \ln \left( 1 + \frac{F\lambda}{p} + \frac{C\lambda}{pw} \right) & \lambda \leq \frac{ay-aw}{Fw+bC} \\ \frac{1}{\lambda} \ln \left( 1 - \frac{a}{p} + \frac{ay}{pw} + \frac{(1-b)C\lambda}{pw} \right) & \lambda > \frac{ay-aw}{Fw+bC} \end{cases} \quad (6)$$

结合(5)式，企业设立合同工岗位的利润可以重新写为：

$$\pi_c(w, \lambda) = \frac{1}{\lambda} (y-w) - \Delta(\lambda, w)pw - C \quad (7)$$

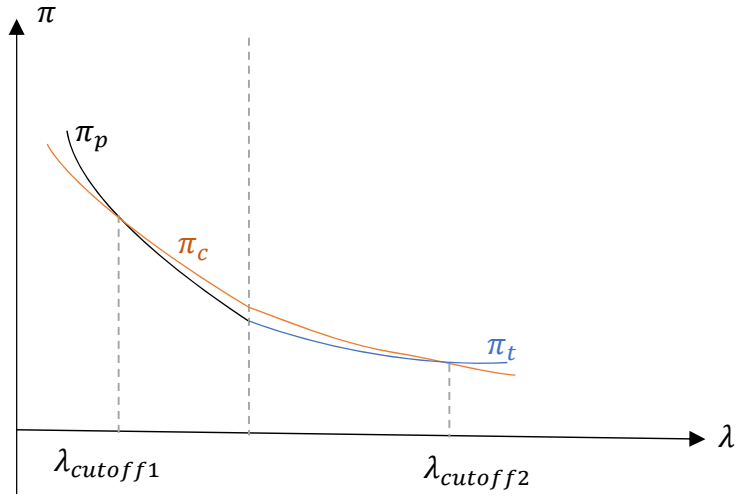
结合(2)、(4)、(6)、(7)，不难推出引理1：

$$\max\{\pi_p, \pi_c, \pi_t\} = \begin{cases} \pi_p(w, \lambda) & \lambda \rightarrow 0 \\ \pi_c(w, \lambda) & \lambda \rightarrow \lambda^* \\ \pi_t(w, \lambda) & \lambda \rightarrow \infty \end{cases} \quad (8)$$

其中 $\lambda^*$ 代表当 $\pi_p = \pi_t$ 时 $\lambda$ 的取值。<sup>8</sup>

由于 $\pi_p(w, \lambda), \pi_c(w, \lambda), \pi_t(w, \lambda)$ 随 $\lambda$ 单调递减，则企业在各种雇工形式下的利润函数随不确定性变化关系可用下图2进行表示。

图2 企业雇佣长期工、合同工和临时工的利润随不确定性的变化



从图中可知，存在长期工和合同工利润相同的 $\lambda_{cutoff1}$ 。基于此，我们推出了如下引理2：

当长期工与合同工利润相同时， $\lambda_{cutoff1}$ 满足

$$F = \frac{p}{\lambda} \ln \left( 1 + \frac{F\lambda}{p} + \frac{C\lambda}{pw} \right) \quad (9)$$

<sup>7</sup>结合(2)式可知，当 $\lambda < \frac{y-w}{Fw+bC}$ 时，雇佣长期工利润大于0；结合(4)式可知，只要满足 $y > w$ 且 $a < 1$ ，则企业雇佣临时工利润就大于零，显然这是成立的。

<sup>8</sup>利用长期工和临时工利润函数(2)式和(4)式，可以得出 $\lambda^* = \frac{ay-aw}{Fw+bC}$ ；再结合合同工的利润函数，可知式(8)成立时，满足 $\frac{F(ay-aw)}{p(Fw+bC)} > \ln \left( 1 + \frac{(Fw+bC)(ay-aw)}{pw(Fw+bC)} \right)$ 。

同理，也存在合同工与临时工利润相同的 $\lambda_{cutoff2}$ 。接着，我们给出了引理 3：

合同工与临时工利润相同时， $\lambda_{cutoff2}$ 满足：

$$\frac{ay-aw}{\lambda} = \frac{pw}{\lambda} \ln \left( 1 - \frac{a}{p} + \frac{ay}{pw} + \frac{(1-b)c\lambda}{pw} \right) + bC \quad (10)$$

由引理 2 和引理 3，可分别得出如下性质（证明详见附录 B）：

**性质 1：随着最低工资的上升，企业雇佣长期工的行为将减少。企业雇佣合同工和临时工的行为将增加。**

**性质 2：随着最低工资的上升，企业雇佣临时工的行为将增加，雇佣长期工和合同工的行为将减少。**

结合性质 1 和性质 2，可以推出如下假设：

假设 1：随着最低工资的上升，企业的用工形式趋向短期化。

如 Bernard et al.(1995)指出的同一企业内部的员工工资并不相同。由于个体特征的不同，不同能力的劳动者具有工资差异，能力高者获得高工资，能力低者获得低工资（Cahuc et al., 2006）。依据 Ye, Gindling, and Li(2015)，拥有员工数量位于 300 至 3000 人间的企业中，11.6% 的员工的工资在最低工资标准的 100% 至 110% 之间，他们的工资水平直接受到最低工资的影响。低技能员工的工资受到最低工资的直接影响，其他类型劳动者的工资受最低工资影响存在差异。本文基于 Grossman(1983)推导了最低工资上涨对于高技能群体的影响，得出对于高技能群体最低工资的影响要低于低技能群体。这也与 Hau et al.(2020)利用企业层面工资数据得出的实证结果是吻合的。基于此，我们推出最低工资制度对于低收入群体影响更大。结合假设 1 的命题，就业形式短期化的趋势也主要作用于低技能员工。因此，可以得到如下命题：

假设 2：最低工资上涨对低技能职工的就业形式影响更大。

以下章节将针对假设 1 和 2 进行实证检验。

### 三、 制度背景、数据说明和实证模型设定

#### （一）我国的最低工资法律制度

最低工资作为一项收入分配政策，对于保护劳动者基本权益，特别是低收入者获得保障性收入起到了重要作用，世界上大多数国家已经实施了最低工资制度。1984 年，中国引入国际劳工组织《制定最低工资确定办法公约》，最低工资制度开始受到关注；1989 年最低工资的实践从广东省珠海市开始，之后的两三年间有其他城市跟进并施行最低工资制度；1993 年，《企业最低工资》颁布，并写入了《劳动法》，最低工资制度得到正式确立。

2004 年，中国劳动和社会保障部通过了《最低工资规定》。该规定扩大了最低工资的适用范围。最低工资标准不仅有月最低工资标准，也有小时最低工资标准。覆盖范围扩展到各类企事业单位和个体工商户。同时增加了惩罚力度。违反最低工资标准的企业将面临更高的处罚，所处罚金由原来的所拖欠工资的 20%~100% 增加至 100%~500%。第三，规定了最低工资的实施要求。各地应配合最低工资制度的实施，给予更多的财政支持，确保最低工资标准每两年至少调整一次。

最低工资调整范围一般由省政府进行指导（Fang and Lin, 2015），调整频次也在之后的制度强化中提出了要求，政策导向明显。2004 年《最低工资规定》作为一个国家层面的政策法规，企业层面较难有所预期（Gan et al., 2016），因此最低工资制度对于企业行为来说具有一定的外生性。同时，最低工资制度与企业用工成本高度相关，大量文献通过使用最低工资冲击，分析用工成本如何影响企业行为（Fan et al., 2018；Hau et al., 2020 等）。

#### （二）数据介绍和关键变量定义

本文使用的数据主要有三类，分别如下：

第一，中国营养与健康调查（以下简称 CHNS）数据。CHNS 在 1989-2011 年期间分九次跟踪调查了同一人群，调查内容包括了个体经济、就业、健康、饮食等各种状况。数据样本省份包括 11 个省份或直辖市，地区覆盖较广。样本年份分别为 1997、2000、2004、2006、

2009 和 2011 年，时间跨度较长。CHNS 数据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。

第二，1997-2011 年全国地级市层面最低工资标准。数据来源较为分散，主要是从地方政府网站、公告栏以及统计公报等进行手动搜集。

第三，城市层级的宏观经济变量。数据来源于 CEIC 经济数据库。

衡量用工形式的变量来自于 CHNS 问卷中询问被调查者在工作中的职位类型，本文剔除了自我雇佣、家庭工人和其他情况的个体样本，将主要回归的样本限制在被雇佣的个体。<sup>9</sup>利用用工形式变量定义用工形式短期化指标 (*Short*)，将长期工定义为 0，合同工定义为 1，短期工定义为 2。

本文主要解释变量是各地的最低工资标准。借鉴 Fan et al.(2018)关于最低工资的处理，本文将受调查的个体所在地级市当年最低工资标准取自然对数作为本文的主要解释变量 ( $\log(\text{Minwage})$ )。由于不清楚调查个体属于城市具体哪一区域，因此本文统一使用个体所在城市最低工资标准的最高档水平。

主要个体变量的描述性统计分析如附录 C 附表 1 和附表 2 所示。

### (三) 实证设计

根据上述原理，设置如下的实证方程：

$$\text{Short}_{it} = \alpha + \beta \log(\text{Minwage}_{ct}) + \gamma X_{it} + \kappa X_{ct} + \varphi_c + \varphi_t + \varphi_j + \epsilon_{it} \quad (11)$$

*Short*、*Minwage*等关键变量如上文所定义，其中下标*i*代表个体，下标*t*代表年份。另外， $X_{it}$ 是各种个体层面特征，包括性别、年龄、受教育程度以及是否为全职职工。<sup>10</sup> $X_{ct}$ 是各种城市层级特征，包括城市 GDP、城市人口密度。 $\varphi_c$ 为社区固定效应，用来控制不同社区对个体产生的影响， $\varphi_t$ 为年份固定效应，用来控制不同年份对个体产生的影响， $\varphi_j$ 代表收入类型有关的固定效应。文章主要关注 $\beta$ 值的符号和大小， $\beta$ 反映的是最低工资变化对用工形式短期化的影响。

2004 年《最低工资规定》实施，标志着最低工资制度真正意义上在全国范围内施行。参照相关文献的做法（王欢欢等，2019），本文以 2004 年作为外生冲击，建立了如下实证方程：

$$\text{Short}_{it} = \alpha + \beta_1 \log(\text{Minwage}_{ct}) + \beta_2 \log(\text{Minwage}_{ct}) \times \text{Post2004} + \gamma X_{it} + \kappa X_{ct} + \varphi_c + \varphi_t + \varphi_j + \epsilon_{it} \quad (12)$$

其中，*Post2004*是年份虚拟变量，1 代表 2004 年及以后，0 代表 2004 年以前。其他变量同实证方程 (11)，定义不变。 $\beta_1$ 代表着 04 年以前最低工资上涨对用工形式的影响， $\beta_1 + \beta_2$ 代表 04 年及以后最低工资对用工形式的影响。 $\beta_2$ 的值大小反映了 2004 年最低工资新规出台带来的影响。由于最低工资制度的贯彻实施，将强化最低工资的影响，故可以预计实证方程 (12) 的 $\beta_2$ 符号与实证方程 (11) 的 $\beta$ 符号是一致的。

## 四、实证结果

为了支持理论预期，本部分将检验最低工资标准上涨对用工形式的影响。

### (一) 基准回归结果

表 1 的第 (1) 和 (2) 列，是使用实证方程 (11) 检验最低工资标准对用工形式的整体影响。回归中都加入城市、年份和工作类型固定效应；相对于第 (1) 列，文章在第 (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、是否为全职工，宏观层面包括城市 GDP 的对数值以及人口密度对数值。在第 (1) 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

<sup>9</sup> 结合 Fan et al.(2020)的做法，本文将样本限制在处于法定工作年龄的个体。考虑到返聘现象对文章结论的影响，本文也将 60 周岁及以上的男性，55 周岁及以上的女性个体包括在样本范围内。

<sup>10</sup> 仿照向攀等 (2016) 的做法，我们将周工作时长大于等于四十小时定义为全职工，小于 40 小时定义为非全职工。

上涨对用工短期化的整体影响为 0.189。这表明最低工资标准上涨使得用工短期化的概率明显增大。<sup>11</sup>这与本文的理论模型命题 1 得出的结论是一致的。

进一步地，为了检验最低工资标准对用工形式的标准是否会随最低工资制度强化而发生变化，本文利用实证方程 (12) 进行了回归。结果如表 1 的第 (3)、(4) 列，第 (3) 列不加了控制变量，第 (4) 列加入了个体层面和城市层面控制变量。无论是否加入控制变量， $\beta_1$  的结果不显著， $\beta_2$  的结果显著为正，说明 2004 年之前的最低工资制度对于用工形式短期化的影响不显著，2004 年新最低工资政策出台后，最低工资的上涨对于用工形式短期化的影响明显增强<sup>12</sup>。具体来说，以第 (4) 列为例，2004 年新最低工资规定的出台，使得 2004 年后最低工资上涨对用工短期化的平均影响较 2004 年前增加了 0.317。这与表 1 的 (1)、(2) 列结果共同反映了最低工资的上涨将提高用工短期化的概率。<sup>13</sup>

本文关键被解释变量 *Short* 为离散变量，故我们使用 tobit 模型对基准结果进行了检验。如附录 C 附表 3 所示，回归结果与基准结果是基本一致的。因此，实证中检验模型的选取对本文的基本结论并不产生影响。

表 1 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
log(Minwage)	0.152** (5.38)	0.189** (5.92)	-0.0623 (-0.75)	-0.141 (-1.46)
log(Minwage) × Post2004			0.198** (2.75)	0.317** (3.56)
Gender		-0.0843** (-5.45)		-0.0841** (-5.44)
log(Age)		-0.281** (-9.27)		-0.281** (-9.24)
Educate		-0.146** (-19.58)		-0.146** (-19.57)
log(GDP)		0.127** (3.19)		0.117** (2.95)
Fulltime		-0.0128 (-0.71)		-0.0140 (-0.77)
log(Popdens)		0.175 (1.60)		0.0941 (0.84)
社区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
工作固定效应	是	是	是	是
样本观察值	13835	9839	13835	9839
调整后的 R <sup>2</sup>	0.308	0.351	0.309	0.351

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。括号内为 cluster 到个体层面对应估计量的 t(z) 统计值。下表同理。

为解决内生性问题，本文在基准回归的基础上加入了一些其他变量。如附录 C 附表 4 第 (1) 和 (2) 列，分别加入了宏观经济变量 GDP 增长率、城市就业人数的对数值以及 CPI 对数值，回归结果与基准回归基本一致。进一步地，我们控制了与企业相关的变量。在附录 C 附表 4 第 (3) 和 (4) 列加入了所在企业雇员规模，并将企业性质的固定效应进行了控制，得出的回归结果并不影响我们的基本结论。

另外，本文寻找和构建了最低工资的工具变量。利用所在省份其他城市当年最低工资的平均值，我们引入了第一种工具变量构建方式。回归结果如附录 C 附表 5 第 (1)、(2) 列所示，与基准结果的结论是基本一致的。同时，依照 Bai et al. (2018) 的做法，将所有城市

<sup>11</sup> 通过基准回归结果可知，女性劳动者比男性劳动者更有可能短期化就业。年轻者和低受教育程度群体也更容易受到短期化影响。

<sup>12</sup> 由于控制了时间固定效应，故 Post2004 的系数被吸收。

<sup>13</sup> 利用各地级市最低工资中位数档或最低档检验基准结果，发现基本结论并未发生变化。



按样本年份的人均 GDP 大小进行排序分成 20 组，利用组内其他城市的最低工资的平均值构建了第二种工具变量。回归结果如附录 C 附表 5 第 (3)、(4) 列所示，也并不影响我们的基本结论。

根据理论模型，假设 1 的得出来自于理论模型中的性质 1 和性质 2。因此本文利用实证方程 (11)，将被解释变量换成职工是否为长期工或者是否为临时工，来检验性质 1 和性质 2 是否与理论模型的预期一致。表 2 第 (1) 和 (3) 列反映了实证结果，加入个体层面控制和宏观层面控制，最低工资的上涨显著降低了企业雇佣长期工的概率，增加了雇佣临时工的概率。接着，利用实证方程 (12)，我们检验最低工资制度强化对于分类型用工形式的影响，表 2 第 (2) 和第 (4) 列是加入个体层面控制和宏观层面控制后的结果。对于长期工来说，交乘项的回归系数显著为负，说明最低工资制度的强化，使得雇佣长期工的企业减少；另一方面，对于临时工来说，交乘项的回归系数显著为正，说明最低工资制度的强化，使得企业雇佣临时工行为增加。由于被解释变量是 0/1 变量，我们利用 logit 模型进行检验，结果如附录 C 附表 6 所示，与表 2 结果基本一致。

表 2 分类型回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Permanen</i> <i>t</i>	<i>Permanen</i> <i>t</i>	<i>Temporary</i>	<i>Temporary</i>
log (Minwage)	- 0.658*** (-4.68)	0.113* (1.79)	0.0735*** (4.44)	-0.0279 (-0.57)
log (Minwage) × post2004		-0.219*** (-3.81)		0.0974** (2.16)
个体层面控制	是	是	是	是
宏观层面控制	是	是	是	是
社区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
工作固定效应	是	是	是	是
样本观察值	9839	9839	9839	9839
调整后 R <sup>2</sup>	0.285	0.323	0.322	0.285

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、是否全职工，宏观层面的控制变量包括为城市 GDP 的对数、城市人口密度的对数。下表同理。

## (二) 分组

从基准结果可知，2004 年前最低工资对于用工形式短期化的影响不显著，而 2004 年新最低工资规定出台后，最低工资制度对于用工形式短期化的影响显著。故本文将利用公式 (11) 对于 2004 年前和 2004 年及其以后进行分组回归，研究在这两个时间区间内最低工资上涨对于用工形式短期化的不同影响。结果如表 3 所示。由表 3 中的 (1) (2) 列可以发现，最低工资上涨对于 2004 年前用工形式短期化影响不显著，(3) (4) 列反映的是 2004 年及以后最低工资上涨对于用工形式短期化的影响，第 (4) 列在加入个体层面和城市层面控制变量后，系数为正值，且在 1% 水平下显著。这与之前表 1 的 (3)、(4) 列形成呼应，即最低工资政策在 2004 年对于用工形式短期化影响不显著，而 2004 年后，随着新最低工资规定颁布，最低工资上涨对用工形式短期化的影响明显增强。

表 3 按时间前后分组回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	04 年以前	04 年以前	04 年及以后	04 年及以后
log (Minwage)	0.284 (1.48)	0.106 (0.47)	0.0805* (1.69)	0.163*** (3.25)
个体层面控制	否	是	否	是

宏观层面控制	否	是	否	是
社区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
工作固定效应	是	是	是	是
样本观察值	4308	2470	9523	7357
调整后的 R2	0.336	0.349	0.314	0.358

考虑到样本年份跨度比较大，为了控制不可观测的随时间变化的变量对结论的影响，文章利用相近年份进行了回归，回归结果见附录 C 附表 7 所示，第 1、2 列是 2004 年-2006 年的结果，第 3、4 列是 2009 年-2011 年的结果，文章发现，无论是否添加个体层面和城市层面控制变量，最低工资的系数都显著为正。说明最低工资的上涨，使得用工形式趋于短期化，与文章的基本结论一致。

### (三) 机制分析

利用实证方程 (12)，本文考察最低工资上涨对所有新入职职工的就业形式的影响。回归结果如表 4 第 (1)、(2) 列所示，最低工资制度的强化，使得新入职职工的就业形式趋于短期化。

相较于雇入新职工，企业可能选择将退休职工进行返聘，因为返聘后的用工期限更加灵活。为了验证这个分析，文章利用实证方程 (12)，并将被解释变量换成职工是否退休返聘，定义退休返聘的工作者为 1，非退休返聘的工作者为 0。回归结果如表 4 第 (3)、(4) 列，由结果可知，最低工资制度的强化，使得企业更愿意将退休职工进行返聘。与之前的分析结果是一致的。

表 4 入职职工和返聘职工

	入职职工		返聘职工	
	(1) short	(2) short	(3) 是否退休返聘	(4) 是否退休返聘
log(Minwage)	-0.423* (-1.82)	-0.722** (-2.46)	-0.0106 (-0.90)	-0.0487** (-1.96)
log(Minwage) × post2004	0.433** (2.12)	0.815*** (3.02)	0.0203* (1.94)	0.0577*** (2.58)
个体层面控制	否	是	否	是
宏观层面控制	否	是	否	是
社区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
工作固定效应	是	是	是	是
样本观察值	2929	2076	37247	20208
调整后 R <sup>2</sup>	0.312	0.384	0.0323	0.0558

若企业用工形式发生短期化，那么给予职工工资的行为将变得不那么固定。因此，职工工资上涨，会影响企业给予职工工资的形式。

在问卷中，有一项是询问个体是有固定工资，本文定义职工有固定工资为 1，没有固定工资为 0。由于这一变量仅存在于 2004 年及以后的调查中，因此只能利用实证方程 (11) 观察最低工资对职工是否拥有固定工资的影响，回归结果如表 5 第 1 和第 2 列所示，无论是否加入个体层面和宏观层面控制变量，最低工资对数的系数显著为负，说明最低工资的上涨使得职工获得固定工资的概率下降。

为了进一步验证企业给予固定工资的积极性下降这一结果，文章对职工的工作时长进行了分析。如果职工的工资是固定形式的，那么职工往往也具有固定的工作时长。据此，定义平均每天工作 8 小时为 1，非 8 小时为 0，观察最低工资对于固定工作时长影响。利用方程 (12) 本文进行了实证回归。由表 5 的第 3、第 4 列的结果可知，无论是否加入个体层面和宏观层面控制， $\beta_1$  不显著， $\beta_2$  显著为负。这说明 04 年以前最低工资的变化对于具有固定工作时长的工作形式没有影响，而 2004 年最低工资制度的强化，使得具有固定工作时长的工作形式显著下降，与之前推出的最低工资对具有固定工资工作形式的影响是相恰的。

表 5 对固定的工作形式的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	固定工资	固定工资	固定工时	固定工时
log(Minwage)	-0.00552*** (-3.47)	-0.00513** (-2.51)	0.0767 (1.54)	0.0753 (1.40)
log(Minwage) × post2004			-0.0791* (-1.77)	-0.124** (-2.47)
个体层面控制	否	是	否	是
宏观层面控制	否	是	否	是
社区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
工作固定效应	是	是	是	是
样本观察值	23324	17595	24987	18977
调整后 R <sup>2</sup>	0.997	0.997	0.287	0.388

工资上涨使得企业雇佣形式发生短期化，发生在以企业作为劳动关系决定者这一前提下；若劳动者是就业形式的决定者，那么就可能得出相反的结论。因为工资上涨，职工更愿意与企业保持稳定的劳动关系，而不是选择短期化的就业形式。因此，需要进一步地进行区分，来给本文的理论模型提供支撑。

利用实证方程(12)，文章将被解释变量换成职工是否在当年换过工作，定义换了工作为1，没有换工作为0。实证结果见表6第1、第2列。由结果可知， $\beta_1$ 的不显著， $\beta_2$ 显著为正。这说明04年以前最低工资的变化对于职工更换工作的概率没有影响，而2004年最低工资制度的强化，显著增加了职工更换工作的概率。回归结果反映企业决定了职工的就业形式，这也与我国的劳动力市场现有事实是一致的。

表 6 换工作和短期化

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Change job	Change job	short	short
log(Minwage)	-0.0204 (-1.55)	-0.0437 (-1.58)		
log(Minwage) × Post2004	0.0400*** (3.24)	0.0551** (2.13)		
Change job			0.426*** (16.35)	0.415*** (12.91)
个体层面控制	否	是	否	是
宏观层面控制	否	是	否	是
社区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
工作固定效应	是	是	是	是
样本观察值	37580	20381	15752	10771
调整后的 R <sup>2</sup>	0.0290	0.0420	0.313	0.354

相对于非农民，农民的收入不受最低工资制度的影响。因此，最低工资的影响主要集中于非农民。为此，文章进行了安慰剂检验。利用实证方程(12)并将解释变量换成是否当年换过工作，研究最低工资变化对于农民和非农民的更换工作的影响。回归结果见附录C附表8，由附表8第(1)、第(2)列结果可知，在加入个体层面和宏观层面控制后，最低工资的上涨对于农民更换工作的概率没有影响；第(3)、(4)列说明，最低工资制度的强化，使得非农民更换工作的概率增加了。<sup>14</sup>

之后，利用实证方程(11)，将最低工资的对数换成职工是否更换工作，观察更换工作之后对职工短期化的影响。回归结果见表6第3和第4列，无论是否加入个体层面和宏观层面控制，职工更换工作后，就业形式更有可能相对于过去短期化。

<sup>14</sup> 考虑到国有企业的雇佣形式可能存在自身特征。本文在不考虑国有企业样本下进行了回归，结果如附录C附表9第1、2列所示，原来的基本结论依然成立。进一步地，文章继续将集体企业的样本进行剔除，如附录C附表9第3、4列所示，基准结果依然稳健。

基于以上分析，文章发现，最低工资制度使得企业雇佣长期工的概率下降，雇佣临时工的概率上升。随后，文章研究了最低工资对于就业的影响。利用实证方程（12），将被解释变量换成是否有工作，将有工作定义为1，没有工作定义为0，回归结果见附录C附表10第（1）、第（2）列。文章发现 $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 都不显著，说明最低工资制度对于个体是否就业并没有影响。另外，就业群体又分为自我雇佣和被雇佣，文章再一次利用实证方程（12），将被解释变量换成个体是否属于自我雇佣，工作者若属于自我雇佣则定义为1，属于非自我雇佣则定义为0。回归结果对应于附录C附表10第（3）、第（4）列，由此可见最低工资的上涨对于自我雇佣的现象影响也不显著。

#### （四）异质性检验

通常，最低工资制度主要影响低技能群体，因此最低工资的上涨对低技能群体的就业形式短期化的影响应该更严重。为了检验最低工资上涨对于低技能群体的影响，本文重新设置了实证方程进行异质性检验，实证方程如下：

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 \log(\text{Minwage}_{ct}) \times \text{post2004} \times \text{Lowedu}_{it} + \beta_2 \log(\text{Minwage}_{ct}) \times \text{Post2004} + \beta_3 \log(\text{Minwage}_{ct}) \times \text{Lowedu}_{it} + \beta_4 \text{Lowedu}_{it} \times \text{Post2004} + \beta_5 \log(\text{Minwage}_{ct}) + \beta_6 \text{Lowedu}_{it} + \gamma X_{it} + \kappa X_{ct} + \varphi_c + \varphi_t + \varphi_j + \epsilon_{it} \quad (14)$$

和前面的定义类似，公式（13）左边是企业用工形式。公式（13）右边 $\text{Lowedu}_{it}$ 是二元虚拟变量，将职工受教育程度为样本中个体受教育程度的中位数及以下取为1，中位数以上取为0。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。根据理论预期，职工技能水平越低，最低工资上涨对其影响越大。即 $\beta_1$ 应显著大于0。回归结果见表7中第（1）、（2）列，第（1）列没有加入个体和宏观层面控制变量，第（2）列加入了个体和宏观层面的控制变量，结果显示，最低工资制度强化后，低教育群体就业形式短期化概率更加大。这与本文的基本结论是一致的。

表7 不同受教育程度和收入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	低教育	低教育	低收入	低收入
log (Minwage)	0.00046 (0.00)	-0.0328 (-0.25)	-0.0143 (-0.15)	0.0442 (0.43)
log (Minwage) × Post2004	0.128 (1.25)	0.204 (1.62)	0.159* (1.86)	0.137 (1.42)
log (Minwage) × Lowedu	-0.278** (-2.35)	-0.294** (-2.36)		
Lowedu × Post2004	-1.447** (-2.20)	-1.562** (-2.19)		
log (Minwage) × Post2004 × Lowedu	0.259** (2.16)	0.277** (2.16)		
log (Minwage) × Lowinc			-0.284*** (-2.67)	-0.263** (-2.10)
Lowinc × Post2004			-1.694*** (-2.86)	-1.481** (-2.09)
log (Minwage) × Post2004 × Lowinc			0.303*** (2.79)	0.269** (2.08)
个体层面控制	否	是	否	是
宏观层面控制	否	是	否	是
社区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
工作固定效应	是	是	是	是
样本观察值	13045	9839	12055	8991
调整后的 R <sup>2</sup>	0.323	0.416	0.271	0.332

除了用高低教育程度来衡量技能水平的高低，文章同时也利用了职工收入高低来进行异质性分析。同上，利用公式（14），并将 $Lowedu_{it}$ 换成衡量低收入的变量 $Lowinc_{it}$ ，该变量将职工收入在样本中个体收入均值以下定义为1，在均值及以上定义为0。本文主要关注变量是三项交互项的系数。回归结果见表7中第（3）、（4）列，第（3）列没有加入个体和宏观层面控制变量，第（4）列加入了个体和宏观层面的控制变量，从结果中可知，最低工资对职工就业形式短期化的影响对于低收入群体的影响更大。这同样支持本文的基本结论。

## 五、结论

近两年发生的新冠疫情使得灵活就业方式一度成为社会热点话题。受疫情影响，不少企业出现了经营问题，高额的用工成本导致资金周转困难。特别是对于劳动密集型的中小企业，劳动报酬支出压力大，使企业濒临破产。当企业面临不确定性时，如何调整用工形式，成为企业决策的一个重要方面。然而，在已有文献中，有关企业用工形式的研究依然较少。

通过构建理论模型和实证分析，本文研究了最低工资上涨以及最低工资制度的强化对于用工形式和用工结构的影响。结果发现，最低工资的上涨使得用工形式趋于短期化，最低工资制度的强化加剧了这种短期化的趋势。进一步分析还发现，这种用工形式短期化的现象在低技能群体中更加严重。其理论机制在于，随着企业用工成本的上升，企业更可能与职工建立短期的劳动关系，以规避生产不确定带来的风险。

用工形式的短期化是企业应对风险的一种手段，就业方式的灵活化也是适应当下人们对待劳动的一种方式。这使得企业生产更具弹性，抵御市场风险能力更强；企业提供了灵活的就业方式，使更多人进入就业市场，或者原来职场人有更多的就业形式选择，给就业人员增加了效用。但是，我们仍需警惕，用工形式短期化引起的的就业碎片化、隐性失业等问题。因此，在完善最低工资制度，保护低收入者权益、促进分配更加公平的同时，需采取措施规范企业的用工形式，防止企业用工短期化带来的潜在弊端。<sup>15</sup>

另外，在一定程度上，本文的研究也是对我国《劳动合同法》劳动合同期限制度实施成效的评估。尽管《劳动合同法》将长期工（不定期合同）作为主流价值取向，然而，由于法律规则本身的漏洞、我国特殊的劳动市场背景及劳动执法水平所限，这一立法目标并未有效实现。因而，在未来劳动相关立法的修改中，应将《劳动法》和《劳动合同法》综合考虑，统筹最低工资这一劳动保障制度和劳动合同期限这一影响雇佣灵活性的制度，保持劳动法律适当的“安全性”和“灵活性”，并增强其社会保障的功能。

---

<sup>15</sup>文献认为工作不确定性以及缺乏激励机制将使临时工岗位带来效率损失（Anwar et al., 2011；Davy et al., 1997）。Cahuc(2016)也发现大量临时工对于长期工的替代，将显著降低总产出。相较于长期工来说，短期工更容易对工作抱有焦虑和失望的情绪（Davy et al., 1997 等）。

## 参考文献

- [1] 丁守海, “最低工资管制的就业效应分析”, 《中国社会科学》, 2010 年第 1 期, 第 146-167 页。
- [2] 刘行、赵晓阳, “最低工资标准的上涨是否会加剧企业避税?”, 《经济研究》, 2019 年第 10 期, 第 121-135 页。
- [3] 陆瑶、施新政、刘璐瑶, “劳动力保护与盈余管理——基于最低工资政策变动的实证分析”, 《管理世界》, 2017 年第 3 期, 第 146-158 页。
- [4] 马双、张劫、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。
- [5] 孙睿君、李子奈, “不同期限类型劳动合同的工资决定机制及差异——基于中国家庭住户收入调查数据的经验研究”, 《财经研究》, 2010 年第 2 期, 第 36-47 页。
- [6] 孙中伟、舒玢玢, “最低工资标准与农民工工资——基于珠三角的实证研究”, 《管理世界》, 2011 年第 8 期, 第 45-56+187-188 页。
- [7] 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。
- [8] 向攀、赵达、谢识予, “最低工资对正规部门、非正规部门工资和就业的影响”, 《数量经济技术经济研究》, 2016 年第 10 期, 第 94-109 页。
- [9] Anwar M S, Aslam M, Tariq M R., “Temporary job and its impact on employee performance”, *Global Journal of Management and Business Research*, 2011, 11(8).
- [10] Bai X., Chatterjee A., Krishna K., et al., “Trade and minimum wages in general equilibrium: Theory and evidence”, *National Bureau of Economic Research*, 2018.
- [11] Bernard, Andrew B, J Bradford Jensen, and Robert Z Lawrence, “Exporters, jobs, and wages in US manufacturing: 1976-1987”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995, 67-119.
- [12] Berton F, Garibaldi P., “Workers and firms sorting into temporary jobs”, *The Economic Journal*, 2012, 122(562), 125-154.
- [13] Caggese A, Cuñat V., “Financing constraints and fixed - term employment contracts”, *The Economic Journal*, 2008, 118(533), 2013-2046.
- [14] Cahuc, Pierre, Fabien Postel-Vinay, and Jean-Marc Robin, “Wage bargaining with on-the-job search: Theory and evidence”, *Econometrica*, 2006, 74(2), 323-364.
- [15] Cahuc P, Charlot O, Malherbet F., “Explaining the spread of temporary jobs and its impact on labor turnover”, *International Economic Review*, 2016, 57(2), 533-572.
- [16] Card, David, and Alan B. Krueger. “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast Food Industry in New Jersey and Pennsylvania”, *American Economic Review*, 1994, 84, 772-93.
- [17] Cao S, Shao E, Silos P., “Fixed-term and permanent employment contracts: Theory and evidence” 2010.
- [18] Cengiz, Doruk, Arindrajit Dube, Attila Lindner, and Ben Zipperer, “The effect of minimum wages on low-wage jobs”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(3), 1405-1454.
- [19] Davy J A, Kinicki A J, Scheck C L. “A test of job security's direct and mediated effects on withdrawal cognitions”, *Journal of Organizational Behavior: The International Journal of Industrial, Occupational and Organizational Psychology and Behavior*, 1997, 18(4), 323-349.
- [20] Dube A, Lester T W, Reich M., “Minimum wage effects across state borders: Estimates using contiguous counties”, *The review of economics and statistics*, 2010, 92(4), 945-964.

- [21] Fan H, Lin F, Tang L., “Minimum wage and outward FDI from China”, *Journal of Development Economics*, 2018, 135(2018), 1-19.
- [22] Fang, Tony, Carl Lin, “Minimum wages and employment in China”, *IZA Journal of Labor Policy*, 2015, 4(1), 1-30.
- [23] Gan, Li, Manuel Hernandez, and Shuang Ma, “The higher costs of doing business in China: Minimum wages and firms' export behavior”, 2016, *Journal of International Economics*, 100, 81~94.
- [24] Grossman J B., “The impact of the minimum wage on other wages”, *Journal of Human Resources*, 1983, 359-378.
- [25] Hau H, Huang Y, Wang G., “Firm response to competitive shocks: Evidence from China’s minimum wage policy”, *The Review of Economic Studies*, 2020, 87(6), 2639-2671.
- [26] Katz, Lawrence F., and Alan B. Krueger., “The Effect of the Minimum Wage on the Fast-Food Industry.” *Industrial and Labor Relations Review*, 1992, 46(1), 6~21.
- [27] Melitz M J., “The impact of trade on intra - industry reallocations and aggregate industry productivity”, *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695-1725.
- [28] Neumark, David, and William Wascher, “Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws.” *Industrial and Labor Relations Review*, 1992, 46(1), 55-81.
- [29] Ye, Linxiang, Thomas H. Gindling, and Shi Li, “Compliance with legal minimum wages and overtime pay regulations in China”, *IZA Journal of Labor & Development*, 2015, 7.

# Minimum Wage, Labor Contract Term and Employment Pattern

HUANHUAN WANG

(*East China Normal University*)

DONGMIN HU\*

(*Fudan University*)

JI ZHANG

(*Tsinghua University*)

**Abstract** Through the construction of a testable theoretical model and rigorous empirical analysis, This paper studies the impact of minimum wage on enterprises' employment decision-making reflected on the adjustments of their employment structure, through a testable theoretical model and empirical analyses. We find that the increase in minimum wage reduces the probability of hiring long-term workers while increases the probability of hiring temporary workers for the firms. Moreover, the enterprises hire more retired employees, pay more irregular wages, and employees change jobs more frequently. We also find that the low-income group are affected more by the employment structure adjustment. The results imply that policy makers should take into account the changes in employment structure when making the minimum wage policy.

**Keywords** Minimum wage, Employment form, Labor contract term

**JEL Classification** K31, J21, D21

---

\* Corresponding Author: Dongmin Hu, Institute of World Economy, School of Economics, Fudan University, Shanghai, China; Email: hu\_dongmin@qq.com. This research is supported by the National Natural Science Foundation of China under Grant No. 72003102.