

最低工资政策能否提升劳动者健康¹

——来自区县级数据的证据

张思涵² 郭四维³ 曲兆鹏⁴ 张明昂⁵

摘 要 本文利用中国各区县之间最低工资水平调整时间和幅度的差异,构建了一个广义双差分模型,对最低工资政策能否提升劳动者健康问题进行了系统的经验分析。研究表明,最低工资政策显著提高了劳动者的健康水平。进一步根据收入分组分析发现,该政策提高了低收入者的健康水平,对中高收入者的健康没有影响。对该效应的机制分析表明:增加劳动者被正式雇佣的机会、增加收入水平、增加健康投资、改善健康行为是这一效应得以实现的主要途径;相反,由于最低工资提高,劳动者增加工作时间,对健康状况产生负面影响的机制并不显著。本文的结论深化了对于最低工资政策影响的认识,为更科学全面评估我国的最低工资政策提供了新的参考。

关键词 最低工资政策;劳动者健康;广义双重差分模型;区县数据

0 引言

最低工资政策作为保障低收入劳动者、促进社会平等的最重要的劳动力市场制度之一,受到全球各国政府的普遍重视,并在世界范围内的大多数国家中得到广泛推行与实施。因此最低工资政策的影响也一直是劳动经济学和公共政策中的经典问题和热门话题,得到了学术界、政府和公众的广泛关注。

但长期以来,对这一问题的研究和讨论,主要集中在有关最低工资政策对劳动者的劳动力市场表现和经济福利方面,比如就业、收入、不平等和贫困等,对这一政策可能具有的间接影响,比如劳动者健康状况等非劳动力市场表现方面研究和讨论则相对不足(Horn et al., 2017)。

1 作者感谢国家自然科学基金项目(72203247)的资助,感谢匿名审稿专家的宝贵建议。文责自负。

2 张思涵,北京信息科技大学经济管理学院讲师,E-mail:zhangsihan_zsh@163.com。

3 郭四维,清华大学经济管理学院博士研究生,E-mail:siwei.guo@columbia.edu。

4 曲兆鹏(通讯作者),南京大学商学院副教授,E-mail:qu@nju.edu.cn。

5 张明昂,中央财经大学财政税务学院助理教授,E-mail:zma_econ@126.com。

劳动者的健康状况是影响其福利状况的重要指标,尤其是对于低收入劳动者而言,健康状况的好坏直接决定其是否有能力提高收入,逃离“低收入陷阱”。在此次新冠肺炎疫情期间,相比于中高收入群体而言,低收入群体面临着更加严重的健康威胁(Whitehead et al., 2021)。健康的不平等不仅是社会不平等的重要体现,同时由于健康在经济增长和发展中的重要作用(Bloom and Canning, 2000),也将进一步加剧发展的不平衡,阻碍经济增长与脱贫。

所以很自然地让人提出一个值得思考的问题:最低工资政策能否改善劳动者健康状况?尤其针对我国的现实情况,作为最大的发展中国家,中国在劳动者收入水平以及医疗卫生条件等方面与发达国家均存在一定的差距(Yip et al., 2019)。在这种情况下,研究我国最低工资政策与劳动者健康状况之间的因果关系,对于全面探索提高我国劳动者健康水平的有效路径,深入理解劳动者健康的影响因素有着重要的意义。

根据经典的健康需求理论经济模型,最低工资政策可以从收入与时间成本两方面影响劳动者健康状况(Grossman, 1972):一方面,最低工资标准的提高可以带来其工资收入水平的提高,使其生活质量得到改善,增加其对健康的投资,从而对其健康状况产生正向影响。另一方面,最低工资标准的提高相当于增加了劳动者用于闲暇的单位时间成本,劳动者可能会因此增加工作时间,从而使工作负担加重,可能会对其健康状况产生不利的影响。因此,从理论上难以判断,究竟是“收入—健康效应”还是“替代—时间效应”哪一个占主导地位。所以,最低工资政策对劳动者健康影响的方向和大小是不确定的,需要实证研究的检验。

近年来国际上一些研究开始关注最低工资政策对劳动者非劳动力市场表现的影响。多数研究发现最低工资政策对劳动者健康存在显著正向影响(McCarrier et al., 2011; Meltzer and Chen, 2011; Averett et al., 2017; Lenhart, 2017; Reeves et al., 2017),对受影响家庭的婴儿健康也存在显著影响(Wehby et al., 2020),也有研究发现最低工资会显著地降低劳动者的健康状况(Horn et al., 2017)。然而,现有相关研究主要围绕发达国家展开,缺少发展中国家的相关经验证据(Leigh et al., 2019)。关于我国最低工资政策影响的研究比较丰富,围绕劳动者就业和收入(丁守海, 2010; 孙中伟和舒纷纷, 2011; 杨娟和李实, 2016; 马双等, 2017)及在企业出口、生产率、外商投资、资源错配、抑制僵尸企业等多方面(孙楚仁等, 2013; Gan et al., 2016; 陆瑶等, 2017; 张军等, 2017; 刘贯春等, 2017; 蒋灵多和陆毅, 2017; 马双和赖漫桐, 2020; Hau et al., 2020)得到了不少真知灼见,但对于最低工资能否影响劳动者健康状况的研究尚不多见。截至目前,与本文主题相同的国内研究只有段志民(2020)。该文采用2010—2015的中国综合社会调查数据,利用省级最低工资调整的变化构建双重差分模型,结果发现最低工资提升可以显著地改善低收入群体的健康状况。

在段志民(2020)的基础上,本文利用1999—2005年间我国最低工资标准在不同区县与不同年份之间的变化,基于中国健康与营养调查(CHNS)数据,使用双重差分回归方法实证分析了最低工资标准提高对我国劳动者健康水平的影响。本文与段志民(2020)的主要区别在于,我们所使用的最低工资数据直接来自区县级。这使我们对最低工资的测量更为准确,同时也显著增加了样本量与变异程度,有利于获得最低工资对劳动者健康影响的更加精确的估计。我们的基准回归结果表明:最低工资标准的提高可以显著增加低收入劳动者主观汇报的“自评健康状况”指标的水平,而对高收入劳动者没有显著影响。具体而言,最低工资标准每提高1%的水平,会使得低收入劳动者自我评价为健康的概率提高0.39个百分点。这一数值相比于段志民(2020)的主要估计结果明显较大^①。

此外在双差分模型的具体使用上,本文也相对更加规范。我们先后使用平行趋势检验、三差分模型和控制各省份随时间变化的趋势项等估计和检验方法,对我们的模型是否符合平行趋势假设,以及在放松该假设的前提下的估计结果进行了进一步验证,结果依旧保持稳健。除了“自评健康状况”指标外,本文还对“患病影响”及“过去四周生病受伤情况”这两个更为客观的健康指标进行了分析,发现提高最低工资标准也会显著降低低收入劳动者受到患病影响以及在过去四周内生病受伤的概率,而高收入劳动者的这两个健康指标同样不受最低工资标准变化的影响。

在分析最低工资影响劳动者健康的作用机制时,本文区别了就业和收入两种影响路径。在就业方面,我们首先考虑了最低工资对低收入劳动者被雇佣或者解雇的影响。结果发现,最低工资标准提高将显著增加低收入劳动者从事雇佣工作的概率,而且同时并不会导致原本从事雇佣工作的低收入劳动者被解雇。这在很大程度上解释了最低工资变动也会影响初始时期未从事雇佣工作人群的健康的原因。其次在收入方面,我们发现最低工资标准的提高也将显著增加低收入劳动者的收入水平,而收入水平的改善进一步带来健康资本投资的增加。具体表现为增加对热量和碳水化合物的摄入,并显著降低抽烟行为。最后,提高最低工资标准对低收入劳动者的工作时长没有显著影响,因此不会对低收入劳动者的健康产生负面影响。

本文的边际贡献主要在于以下几个方面:首先,与段志民(2020)相同,本文从研究主题上拓展了国内最低工资政策影响研究的主题范围。通过将Grossman健康需求理论经济模型与我国实际情况紧密结合,对我国重要的劳动

^① 进一步考虑到本文定义的“低工资劳动者”的范围比该文定义的更大,即包含了更多不受最低工资影响的劳动者,所以在其他条件相同的情况下,我们的估计结果应该比该文小。综上所述可以认为:使用省级最低工资数据可能会显著低估最低工资对健康的效果。

力市场制度——最低工资政策进行深入分析,为理解影响劳动者健康状况的公共政策提供了新的视角。其次,与既有的大多数关于最低工资研究所采用的省级或地市级数据不同,我们所使用区县级的最低工资数据,从测量的角度更为精确,也增加了样本量与变异程度,有利于获得对最低工资影响的更加精确的估计。最后,在机制验证方面,以往的多数文献往往只注重收入路径,即劳动者收入提升进一步带来健康投资的增加和健康行为的改善(段志民,2020),对最低工资提升对低收入劳动者就业的影响进而导致健康受益(或受损)的机制讨论较少。而本文强调最低工资提高可能会通过就业和收入两条路径影响劳动者健康。与 Horn et al. (2017)的结论相反,我们发现提高最低工资显著增加了低收入者被雇佣的概率,从而增加了收入的稳定性,因此可以进一步改善其健康状况。

本文其余部分按照如下方式组织:第1部分介绍我国的最低工资政策;第2部分介绍本文使用的数据和变量;第3部分介绍计量模型;第4部分汇报文章主要估计结果,并进行稳健性检验和异质性分析;第5部分探讨可能的影响机制;最后是结论。

1 制度背景:中国的最低工资政策

我国于1994年7月5日推行《中华人民共和国劳动法》(以下简称《劳动法》),明确规定“国家实行最低工资保障制度”,用人单位支付劳动者的工资不得低于当地最低工资标准。由此最低工资政策的法律地位在我国首次得到了确立,并于1995年1月1日开始正式实施。随后各省(自治区、直辖市)陆续出台了各自的最低工资标准。此后,2004年1月20日,当时的人力资源和社会保障部(现为劳动与社会保障部)专门制定并公布了《最低工资规定》,要求地方政府依据各地的生活成本与经济水平等因素确定最低工资的标准,且至少每两年要依据地方经济条件的变化进行一次调整。该规定自2004年3月1日起正式生效,政府也进一步加强了对最低工资制度的落实与监管。至此,最低工资制度在中国劳动力市场上正式大面积广泛推广与实施。

根据《劳动法》和《最低工资规定》中的要求,全国各地在确定和调整最低工资标准时要参考“地区之间经济发展水平和生活成本的差异”,因此在我国不仅不同省份之间的最低工资标准存在较大差异,同一个省内的不同地级市之间、同一个地级市内不同县区之间的最低工资标准都存在差异。我国各级政府对当地的最低工资基本上每年都会进行调整^①,且由于地方经济发展水平的不

^① 2009年除外。由于金融危机的影响,我国绝大多数地区2009年的最低工资水平相比2008年没有发生变化。

同,各地区之间最低工资标准的调整幅度也均存在着较大差异。这使得本文的核心解释变量——最低工资,在县区之间、年份之间都有充分的变化。

我们计算了全国所有区县在1999—2005年间每一年的最低工资平均值,并将结果汇报在图1中。观察图1我们发现,全国区县的平均最低工资水平从1999年的每月每人233.3元,到2005年增至374.5元。这期间最低工资标准呈现出不断上升的趋势。

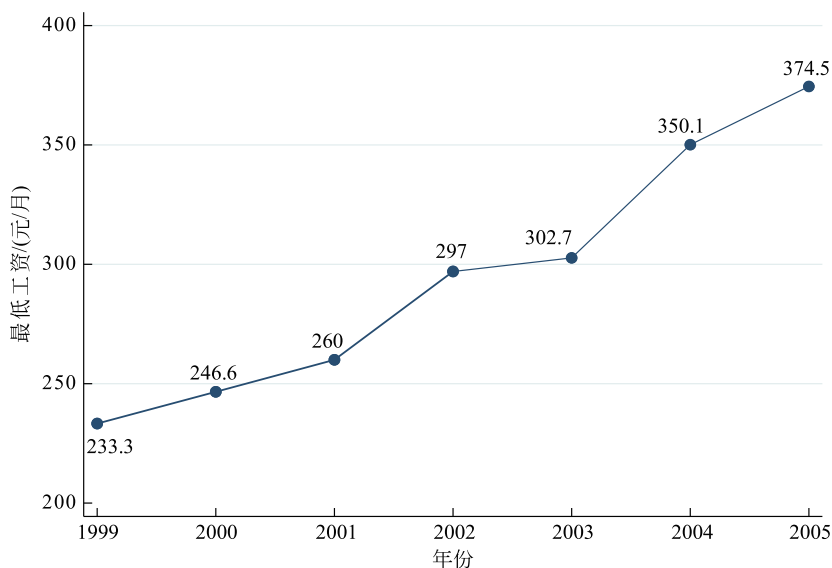


图1 平均最低工资随年份变化图

为了展现最低工资在全国不同地区间的差异,我们在图2画出了1999年和2005年最低工资在不同区县之间的分布情况,可以看出,同一年份内最低工资在各区县之间存在较大差异,1999年全国最低工资分布在每月100元到500元之间,而2005年分布在200元至700元之间。这说明最低工资在县区维度具有充分的变异,这为本文的实证分析奠定了基础。

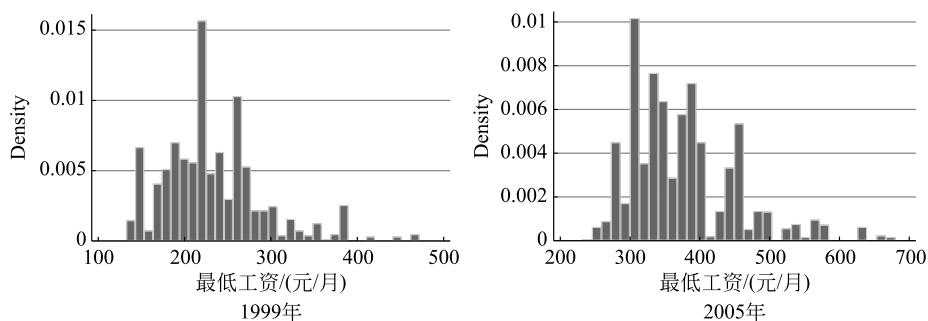


图2 最低工资水平的分布图

此外,我国最低工资标准的制定与出台基本是在各级地方政府内部完成,在新的变化出台之前不会经过社会的公开讨论。提高最低工资到新标准的决定一经地方政府发布,会通过地方政府网站、报纸与电视广播等渠道让公众知晓。这一决定程序保证了公众对最低工资的变化幅度事先不会有准确的预期,因此事先不会有劳动者行为方面的变化,从而保证了最低工资调整对个体劳动者而言是一个相对外生的冲击。

2 数据与变量

2.1 个体层面数据

本文所使用的个体层面数据来自中国健康与营养调查(China Health and Nutrition Survey, CHNS)。CHNS是由美国北卡罗来纳大学教堂山分校(The University of North Carolina at Chapel Hill)与中国疾病预防控制中心合作开展的长期追踪调查。该调查开始于1989年,在1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年、2009年、2011年以及2015年开展了多轮追踪调查,通过多层随机聚类(multistage random cluster process)的方式抽取样本,覆盖15个省份与直辖市,样本分布广泛且具有较好的代表性^①。我们获得了CHNS受访个体所在县区的信息,因此可以与县区层面的最低工资数据匹配,满足本文研究需要。

由于最低工资数据在1997年及之前缺失较多,本文使用了CHNS在2000年及之后的样本,同时由于关键的被解释变量(自我评价的健康水平)在2009年及之后不再被问及,因此,结合研究需要,我们使用了2000年、2004年、2006年三轮调查的样本。此外,我们将样本年龄选定在18岁到55岁之间,因为这个年龄段之外的绝大多数劳动者或年龄过小未参与工作,或已达退休年龄,不再受到最低工资政策的直接影响。

与相关文献一致(Lenhart, 2017; Horn et al., 2017; Averett et al., 2017),我们主要使用劳动者主观汇报的综合健康来衡量健康水平。主观汇报的综合健康水平指标可以较为全面地反映个体综合的健康水平,在有关劳动者健康的研究中得到了极为广泛的使用(Strauss and Thomas, 1998)。在稳健性检验中,本文还使用了自评患病影响等健康指标进行辅助研究,避免了使用单一健康指标而导致准确性不强的问题。本文使用的各类健康指标定义如下:

(1) 自评健康状况。“自评健康状况”这一指标来自CHNS问卷中的问题“与同龄人相比,你觉得自己的健康状况怎么样?”,对该问题的回答为四级程度变量

^① 在2011年之前,CHNS样本涵盖辽宁、山东、黑龙江、江苏、湖北、湖南、河南、贵州、广西9个省份。北京、上海、重庆从2011年起加入调查,陕西、云南、浙江从2015年起加入调查。

“非常好”“好”“一般”和“差”。如果受访者回答“非常好”或者“好”,我们认为其自我评价为健康,并定义其“自评健康状况”虚拟变量为 1,如果受访者回答“一般”或者“差”,则定义其“自评健康状况”虚拟变量为 0(程令国和张晔,2012)。

(2) 患病影响。“患病影响”这一指标来自 CHNS 问卷中的问题“在过去三个月里,你有无因患病而影响日常生活和工作?”。如果受访者回答“有”,则定义其“患病影响”指标虚拟变量为 1,如果受访者回答“无”,则定义其“患病影响”虚拟变量为 0。这一指标在有关劳动者健康的实证研究中也得到了非常广泛的使用(Over et al., 1992; Jamison et al., 1993; Schultz and Tansel, 1997)。

(3) 过去四周生病受伤情况。“过去四周生病受伤情况”这一指标来自 CHNS 问卷中的问题“过去四周中,你是否生过病或受过伤?是否长期患有慢性病或急性病?”。依据问卷提示,这些病痛包括发烧咽喉痛、咳嗽、腹泻胃痛、头痛目眩、关节肌肉酸痛、皮疹皮炎、眼耳疾病、心脏病心口痛等症状。如果受访者回答“有”,则定义其“过去四周生病受伤情况”虚拟变量为 1,如果受访者回答“无”,则定义其“过去四周生病受伤情况”虚拟变量为 0。

2.2 最低工资数据

全国各地不同年份最低工资标准的数据可以通过查询各地人力资源与社会保障局网站、收集整理各地有关最低工资标准调整的通知等方式得到,本文得到全国 2374 个县区 1999—2005 年共计 7 年间的最低工资数据,数据覆盖了全国绝大部分地区。在此基础上,我们将 CHNS 数据涉及的区县与最低工资数据中的区县进行了匹配,从而得到了 CHNS 样本中每个劳动者所在区县对应的最低工资标准,这些成功匹配的区县即是本文实证回归中样本区县。

2.3 地区层面数据

本文在进行实证分析时还使用了一系列地区层面的数据,主要包括经济数据、人口数据与医疗卫生数据三类,这些数据全部来自各年度的《中国城市统计年鉴》。其中经济数据包括国内生产总值、职工平均工资;人口数据包括城市总人口、单位从业人员数量、城镇个体劳动者数量、第一产业从业人员比重;医疗卫生数据包括医院卫生院数量、医生数量。我们将以上城市层面数据与 CHNS 数据涉及区县所隶属的市相匹配,从而得到每个劳动者所属地级市在每个调查年份的一系列地区层面控制变量,在回归中进行控制时分别对这些变量取自然对数。此外,考虑到在本文样本期间内,我国于 2001 年和 2005 年先后实施了城镇职工基本医疗保险制度和新型农村合作医疗制度,对劳动力健康水平的提升也有积极影响,可能会为本文实证结果带来干扰。因此,我们使用 CHNS 社区调查问卷中有关当地医保覆盖情况的信息,构造“个体所在社区是否覆盖医

疗保险”这一虚拟变量,并在实证模型中加以控制。具体而言,如果个体所在社区中已覆盖以下类型医疗保险(商业保险、公费医疗、职工医疗保险、合作医疗保险)中的任意一项,则该虚拟变量取值为 1,否则取值为 0。

2.4 样本的统计描述

在这一部分中对个体样本进行基本统计描述。由于在进行回归分析时依据劳动者收入将样本划分为低收入群体与高收入群体两类,因而在进行描述性统计时我们也对这两类群体分别展开。描述性统计的结果汇报于表 1 中,每个变量均汇报了均值与标准差,观测值在最后一行予以报告。观察表 1 我们可以发现,全部样本的平均年龄在 40 岁左右,低收入群体的平均年龄要更大。全部样本中男性比例约为 47.1%,少数民族约占 9.1%,城市户籍比例约为 26.1%,而低收入群体中男性占比仅为 42.7%,城市户籍的占比仅为 17.3%,高收入群体中则分别达到了 52.6%和 37.1%,与我国的国情非常相符,即男性劳动者的收入水平要高于女性,城市劳动者的收入水平高于乡村劳动者。受教育程度这一指标根据是否拥有高中及以上学历分为两类,全部样本中拥有高中及以上学历的个体占比为 33.7%,低收入群体和高收入群体这一比例分别为 25.4%和 43.2%,充分反映了高收入劳动者的受教育程度更高这一事实。最后,我们观察三个健康变量“自评健康状况”、“患病影响”和“过去四周生病受伤情况”,全部样本中劳动者自我评价为健康的比例约为 68.0%,受到患病影响及过去四周生病受伤的比例分别为 4.7%和 9.8%。高收入劳动者这三个指标反映的健康情况都要优于低收入劳动者,这在一定程度上体现了高收入与高健康水平的相关性。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	高收入群体	低收入群体	全部样本
年龄	39.556 (9.492)	40.787 (8.799)	40.239 (9.134)
性别(男性=1)	0.526 (0.499)	0.427 (0.495)	0.471 (0.499)
民族(汉族=1)	0.921 (0.270)	0.899 (0.301)	0.909 (0.288)
户籍(城市户籍=1)	0.371 (0.483)	0.173 (0.378)	0.261 (0.439)
受教育程度(高中及以上=1)	0.432 (0.495)	0.254 (0.435)	0.337 (0.473)
自评健康状况	0.690 (0.463)	0.673 (0.469)	0.680 (0.466)

续表

变量	高收入群体	低收入群体	全部样本
患病影响	0.040 (0.196)	0.052 (0.222)	0.047 (0.211)
过去四周生病受伤情况	0.092 (0.289)	0.104 (0.305)	0.098 (0.298)
观测值	5588	6995	12821

注：a. CHNS 变量的定义与对应的问卷问题代码：“年龄”，A3a；“性别”，AA2a；“民族”，NATIONALITY（来自于问卷 codebook）；“户籍”，A8b1；“受教育程度”，A12；“自评健康状况”，U48a；“患病影响”，U48；“过去四周生病受伤情况”，M23。

b. 对于每个变量的描述性统计结果，第一行为均值，第二行（括号中的）为标准差。

3 实证方法

为了识别最低工资标准提高对劳动者健康状况的影响，我们构造了如下的回归方程：

$$y_{ict} = \alpha_i + \beta \times \ln(\text{MinimumWage}_{c,t-1}) + \lambda_t + X_{ct} + \varepsilon_{ict} \tag{1}$$

其中，被解释变量 y_{ict} 表示区县 c 中的个体 i 在 t 年的健康状况；解释变量 $\ln(\text{MinimumWage}_{c,t-1})$ 为区县 c 在 $t-1$ 年的最低工资水平的自然对数^①，其系数 β 是我们关心的解释变量的估计系数，表示最低工资调整对劳动者健康状况的实际影响； α_i 表示个体固定效应，用来控制不随时间变化的个体人口学特征（如性别、民族等）^②； λ_t 表示年份固定效应，用来控制不同地区间共同的时间趋势的影响。

由此可见，式（1）是一种面板数据双重固定效应模型，因果识别来自最低工资标准在不同县市、不同年份两个维度的连续性变化，因此可以理解为一种广义双重差分（Generalized difference-in-differences, Generalized DID）模型（Imbens and Wooldridge, 2009）^③。

为了进一步减轻遗漏变量问题，我们还控制了可能同时影响当地最低工资水平和劳动者健康的地区时变因素 X_{ct} ，这些地区控制变量包括国内生产总值、职工平均工资、城市总人口、单位从业人员数量、城镇个体劳动者数量、第一产

① 之所以选用滞后一年是因为调查年当年的最低工资标准发生的变化可能没有充足时间将其影响施加到个体劳动者的健康水平上，所以多数研究都是采用滞后一年的最低工资标准，比如周广肃（2017）、Dautović et al.（2019）、Geng et al.（2022）等。

② 由于个体受访编码以地区编码开头，并且不随时间变化，因此个体固定效应 λ_i 已经包含了区县固定效应 λ_c ，控制个体固定效应相比于仅仅控制区县固定效应在因果识别上更为准确。

③ 关于 Generalized DID 的讨论与应用，见 Draca et al.（2011）、Dautović et al.（2017）、Horn et al.（2017）、Callaway and Sant’Anna（2021）等研究。相比之下，经典的 DID 是利用受处理状态在横截面和时间两个维度的不连续（即 0 到 1）变化（即定义分别代表处理组和受处理时间的两个虚拟变量）。

业从业人员比重、医院卫生院数量、医生数量及有无医保覆盖。

尽管在上述回归中我们通过控制个体固定效应、年份固定效应以及加入地区控制变量削弱了最低工资指标的内在性,但其内在性依旧难以得到完全解决。为此,借鉴 Bleakley (2007)、Angrist and Pischke (2009) 的思路,进一步控制了每个省份不同的线性时间趋势 $\lambda_p \times t$, 其中 λ_p 表示省份虚拟变量。这样做允许了不同省份劳动者的健康水平本身会遵循不同的线性时间趋势进行变化,从而排除了可能遗漏的地区性趋势的影响。回归方程如下:

$$y_{ict} = \alpha_i + \beta \times \ln(\text{MinimumWage}_{c,t-1}) + \lambda_t + X_{ct} + \lambda_p \times t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

为解决误差项可能存在的异方差和聚类相关问题,我们将回归标准误差在县区维度进行聚类 (cluster) 调整。

此外,受 Dautović et al. (2017) 研究的启发,我们还区分了中高收入和低收入群体,利用中高收入群体作为控制组,进行安慰剂检验。考虑到只有低收入群体会受到最低工资政策的影响,而中高收入劳动者不会受到最低工资政策的直接影响,如果回归结果显示两类劳动者的健康水平都受到了最低工资变化的影响,那么这一影响有可能是其他被遗漏的因素(如县区经济社会发展水平、医疗保险及扶贫政策)导致的,估计系数是有偏的。相反,如果我们发现低收入劳动者的健康水平受到最低工资变化的显著影响,而中高收入劳动者的健康水平不受其影响,则可以在一定程度上排除潜在遗漏变量的问题,进一步证明本文因果识别的可信性,表明劳动者健康水平的变化确实是由最低工资的变化而非同时期其他难以观测的因素所致。

为了划分中高收入和低收入群体,我们依据个体首次出现在样本中时的年收入,如果其首次出现受访的年收入小于等于2倍的所在县区当年最低工资水平,则我们认为其受到最低工资影响,将划入处理组 (treatment group), 否则该个体被划分进控制组 (control group)。为了避免个体分组变化带来的样本选择问题,我们规定个体的分组身份在之后的年份里不发生变化。

我们没有直接用最低工资线作为分组标准的原因是:由于个体劳动者的分组身份一旦确定便不会再发生变化,随着最低工资标准的提高,在初始期收入稍高于当地最低工资标准的劳动者,随着最低工资标准的提高,其收入在随后的样本年份里很可能会低于当地最低工资,那么该个体收入会受到最低工资标准提高的影响,因此,收入刚超过最低工资标准的劳动者,其收入、就业、消费等诸多变量会受到最低工资变化的影响 (Belman et al., 2015), 应该被划分进实验组^①。为了尽可能保证控制组样本在整个样本区间均不受到最低工资影响,

^① 当然,这种分组方式可能使得部分不会受到最低工资政策影响的劳动者被划分进实验组,但这并不会影响到本文的主要结论,针对低收入劳动者的回归结果可以理解为其所受影响的下界 (lower bound)。

我们采取了相对保守的做法,选用两倍最低工资作为划分依据,这样做也存在一定的现实依据:从前文图 1 可以看出,本文实证研究中涉及到的全部区县的平均最低工资水平在基准回归样本时间范围内(1999—2005 年)增长了不到 2 倍,这意味着初始期收入小于 2 倍的当地最低工资的个体在研究期限内很可能受到最低工资政策的影响,而初始期收入高于 2 倍的当地最低工资的个体基本不会受到最低工资的影响,因此在基准回归中以 2 倍的最低工资为界对实验组与控制组进行了划分。

4 基准结果、稳健性检验与异质性分析

4.1 基准回归结果

表 2 汇报了基准回归方程的估计结果,即最低工资标准的提高对劳动者“自评健康状况”指标的影响。我们首先汇报了基于全样本的式(1)的回归结果,如第(1)、(2)列所示,其中第(2)列在第(1)列的基础上控制了地区层面时变变量。我们发现最低工资的提高显著改善了劳动者自我汇报的健康水平。考虑到最低工资应该主要对低收入群体带来影响,我们进一步区分了高低收入群体分样本对式(1)进行回归。第(3)、(4)列汇报了处理组(即低收入劳动者)的回归结果,第(5)、(6)列则汇报了对照组(即中高收入劳动者)的回归结果,第(4)、(6)列在第(3)、(5)列的基础上进一步控制了前文所述的一系列地区控制变量。根据第(3)列结果,对低收入劳动者而言,最低工资提高 1 个百分点,会导致劳动者自我评价为健康的概率提高 0.34 个百分点左右,结果在 1%的水平上显著。第(4)列结果进一步表明加入地区控制变量后,最低工资提高 1 个百分点,会导致其自我评价为健康的概率提高 0.39 个百分点左右,结果依旧在 1%的水平上显著,回归结果并未发生明显变化。而观察(5)、(6)列可以发现,对于中高收入劳动者而言,无论是否加入地区控制变量,最低工资变化对其自我评价为健康的概率并无显著影响。

表 2 基准回归:最低工资对劳动者自评健康的影响

	全样本		低收入组		高收入组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
最低工资	0.314*** (0.117)	0.168* (0.086)	0.340*** (0.126)	0.387*** (0.123)	0.115 (0.146)	0.112 (0.165)
是否覆盖医保政策		0.007 (0.019)		-0.008 (0.021)		-0.009 (0.026)
国内生产总值		0.088 (0.160)		0.325* (0.177)		0.096 (0.209)

续表

	全样本		低收入组		高收入组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
职工平均工资		-0.078 (0.261)		0.039 (0.250)		0.224 (0.291)
城市总人口		-0.220 (0.140)		-0.048 (0.222)		-0.120 (0.209)
单位从业人员数量		-0.007 (0.093)		-0.032 (0.068)		-0.002 (0.063)
城镇个体劳动者数量		0.019 (0.027)		-0.043 (0.037)		0.048 (0.043)
第一产业从业人员比重		0.007 (0.038)		-0.015 (0.040)		0.007 (0.039)
医院卫生院数量		0.024 (0.050)		0.091 ** (0.043)		-0.030 (0.056)
医生数量		-0.007 (0.089)		-0.002 (0.135)		0.067 (0.128)
Individual FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-of-Survey FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province-Year Trend	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	14685	12821	8167	6995	6282	5588
R-squared	0.517	0.522	0.510	0.523	0.534	0.541

注：括号内均为估计系数的稳健标准误，在县区维度进行聚类调整。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。余表同此。

以上结果表明，低收入劳动者的健康水平会受到最低工资变化的正向影响，中高收入劳动者则不受其影响。这也说明了劳动者健康水平的变化是由于最低工资变化的影响，而非同时期其他难以观测的因素所致。

4.2 稳健性检验

(1) 改变最低工资的构建方式。在基准回归中我们使用调查年份前一年的最低工资标准作为解释变量。由于 CHNS 并不是每年都对样本进行调查，两期调查之间有着数年的时间跨度。因此，个体在被调查年的健康水平可能不仅受到前一年最低工资水平的影响，还可能是受到更早年份最低工资变化的累积（滞后）影响。考虑到这一因素，我们针对每个地区，使用地区 c 在本调查期与上一调查期之间所有年份最低工资的平均值并取对数作为调查期对应的最低工资标准，重新构造了回归所用的解释变量。同时，如前文所述，我们基于式(2)进行回归，即在回归中不仅加入了地区控制变量，同时还控制了每个省份不同的线性时间趋势，结果见表 3 第(1)、(2)列。第(1)、(2)列分别对应低收

入与中高收入劳动者的估计结果,对于低收入劳动者,最低工资每提高 1%的水平,其自我评价为健康的概率提高 0.43 个百分点,估计系数在 5%的水平上显著;对于中高收入劳动者,估计系数为 0.17 但并不显著。与主回归相比,估计结果保持稳健。

表 3 稳健性检验:改变最低工资构建方式与基期收入衡量方式

	(1)	(2)	(3)	(4)
	改变最低工资的构建方式		改变基期收入的度量方式	
	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组
最低工资	0.425 ** (0.166)	0.171 (0.183)	0.574 *** (0.167)	0.153 (0.119)
City level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Individual FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-of-Survey FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Province-Year Trend	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	7027	5633	5820	6825
R-squared	0.521	0.537	0.525	0.534

注:第(1)、(2)列对应改变最低工资构建方式后的估计结果,第(3)、(4)列对应改变样本分组方式后的估计结果。

(2) 改变基期收入的衡量方式。在基准回归中我们通过将个体收入与最低工资标准进行比较来划分确定个体劳动者属于实验组还是属于控制组。个人收入虽然更为直接地反应个体劳动者属于低收入还是高收入群体,不过考虑到我国的基本经济单位是家庭,家庭收入有时更能反映家庭中个体的经济状况,从而也可以用来判断最低工资标准对其可能存在的影响。因此,在这部分的稳健检验中,我们基于个体所属家庭的家庭人均收入对个体进行分组。如果初始时期家庭人均收入小于等于 2 倍的当期最低工资标准,则该个体被划分进实验组,否则,该个体被划分进控制组,同样,个体劳动者的分组身份在之后年份里不再发生变化。回归结果汇报于表 3 第(3)、(4)列。对于低收入家庭的劳动者,最低工资每提高 1%的水平,其自我评价为健康的概率提高 0.57 个百分点,估计结果在 1%的水平上显著,而对于中高收入家庭的劳动者来说,最低工资标准的变化对其自我评价为健康的概率无显著影响。与主回归相比,估计结果同样保持稳健。

(3) 三重差分法。尽管在基准回归中我们通过控制个体固定效应、年份固定效应以及加入地区控制变量削弱了最低工资指标的内生性,但其内生性依旧难以得到完全解决。虽然我们通过区分高低收入群体在一定程度上排除了其他因素的干扰,但仍可能会存在一些区县层面的、针对低收入群体的政策变化

与最低工资标准的变动相关,并且会影响到当地劳动者的健康水平。例如,从 2003 年起,我国在农村地区逐步推广建立新型农村合作医疗;2000 年起,开始进行农村税费改革,并最终于 2006 年取消了农业税;另外,城镇居民最低生活保障和农村最低生活保障等制度在此期间也在逐步建立。在此背景下,分样本回归时针对低收入劳动者得到的估计系数也可能是最低工资政策与这些同时期政策冲击的影响叠加后共同作用的结果。为了解决这一问题,进一步证明主要结论的准确性,我们构造了如下三重差分方程式:

$$y_{ict} = \alpha_i + \beta \times \text{MinimumWage}_{c,t-1} \times \text{Treat}_i + \lambda_{ct} + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

式(3)的核心解释变量是 $\text{MinimumWage}_{c,t-1} \times \text{Treat}_i$, 利用最低工资在地区和年份的变化,以及对低收入与中高收入劳动者影响上存在的不同,构造了区县、时间和个体三个维度的差异,因此是三重差分方法。相比于式(1)而言,式(3)通过多引入了个体维度差异,因此可以控制县区-年份固定效应 λ_{ct} , 从而控制包括上述提到的同时期其他冲击在内的所有县区-年份层面变动的遗漏变量的影响。因此我们得到的估计系数 β 是在除去所有的其他县区-时间维度因素的影响后,低收入劳动者与中高收入劳动者相比,其健康水平受到最低工资变化的影响的大小。我们针对基准回归与前文两个稳健性检验分别进行三重差分的回归分析,并将结果汇报于表 4 中。观察表 4 第(1)列可以发现,最低工资提高 1 个百分点,会导致低收入劳动者与高收入劳动者相比其自我评价为健康的概率提高 0.08 个百分点,估计结果在 10% 的水平上显著。表 4 第(2)、(3)列表明,使用多年平均最低工资或基于家庭人均收入进行分组后,最低工资提高 1 个百分点,会导致低收入劳动者与中高收入劳动者相比其自我评价为健康的概率分别提高 0.06 或 0.14 个百分点,估计结果分别在 10% 和 1% 的水平上显著。结果依旧保持稳健。

表 4 稳健性检验:三重差分(DDD)回归

	(1)	(2)	(3)
最低工资	0.082 * (0.045)	0.063 * (0.035)	0.138 *** (0.041)
Individual FE	Yes	Yes	Yes
County×Year of Survey FE	Yes	Yes	Yes
Observations	14449	14526	14505
R-squared	0.543	0.542	0.542

注:第(1)列是在基准回归的基础上进行三重差分回归的估计结果,第(2)列是在稳健性检验(1)的基础上进行三重差分回归的估计结果,第(3)列是在稳健性检验(2)的基础上进行三重差分回归的估计结果。

(4) 利用 2004 年政策调整进行平行性趋势检验。由于基准回归利用的是

最低工资在不同县区和年份的连续性变化,因此无法按照标准的 DID 做法进行平行性趋势检验。为此,我们利用 2004 年我国加强对于最低工资的执行力度的政策冲击,构造标准的双重差分模型来检验平行性趋势(蒋灵多和陆毅,2017;Mayneris et al.,2018)。2004 年,我国劳动与社会保障部出台新的《最低工资规定》,要求地方政府依据各地的生活成本与经济水平等因素确定最低工资的标准,并加强了对最低工资制度的落实与监管。

我们比较中高收入与低收入群体在 2004 年政策调整前后健康水平差异的变化。由于 2004 年加强了最低工资的执行,我们预期在此之前,最低工资对低收入和中高收入群体的健康不会产生差异性影响,在 2004 年之后,则会显著改善低收入群体的健康水平。由于基准回归中使用的最低工资来自 1999、2003 和 2005 三个年份(分别对于滞后一期的个体健康),前两个年份可以作为对照组用来检验平行性趋势。我们构造的回归方程如下:

$$y_{ict} = \alpha_i + \beta \times \text{LowIncome}_i \times \text{Post2004}_t + \lambda_t + X_{ct} + \lambda_p \times t + \varepsilon_{ict} \tag{4}$$

$$y_{ict} = \alpha_i + \sum_{t=2003,2005} \beta_t \times \text{LowIncome}_i \times \text{Dummy}_t + \lambda_t + X_{ct} + \lambda_p \times t + \varepsilon_{ict} \tag{5}$$

其中,LowIncome_{*i*}表示低收入群体(即初始收入水平低于当地最低工资 2 倍),Post2004_{*t*}是代表 2004 年之后的虚拟变量,Dummy_{*t*}是表征年份的虚拟变量。其他变量与式(2)定义相同。回归结果汇总于表 5,其中第(1)列为式(4)的回归结果,我们发现,2004 年最低工资标准出台后,低收入群体相比于高收入群体的健康水平显著提高。同时,这一设定满足平行性趋势,根据第(2)列即式(5)的回归结果,1999 年到 2003 年间的最低工资调整未影响到高、低收入群体的健康差异,而 2003 年到 2005 年间最低工资的提高显著改善了低收入群体的健康水平。

表 5 使用 2004 年政策冲击检验平行性趋势

	(1)	(2)
LowIncome×Post2004	0.032 * (0.017)	
LowIncome×Dummy2003		0.019 (0.020)
LowIncome×Dummy2005		0.045 ** (0.022)
City level controls	Yes	Yes
Individual FE	Yes	Yes
Year-of-Survey FE	Yes	Yes
Province-Year Trend	Yes	Yes
Observations	12660	12660
R-squared	0.525	0.525

(5) 使用其他的健康指标。在上文中,我们使用个体劳动者的“自评健康状况”指标来衡量个体的健康水平。尽管这一指标在有关劳动者健康的研究中得到了广泛的使用,但单一综合指标往往过于宽泛笼统,且不同个体在进行自我评价时的标尺不同,对这一指标的衡量可能会出现偏误,从而对实证研究的结论产生影响。

为了能够进一步丰富对个体健康的衡量方式,此处我们使用个体的“患病影响”与“过去四周生病受伤情况”两个指标作为被解释变量分别展开分析。回归结果汇报在表 6 中。观察表 6 第(1)列可以发现最低工资每提高 1%,低收入劳动者受到患病影响的概率降低 0.2 个百分点左右,估计系数在 1%的水平上显著,而第(2)列结果表明,最低工资对中高收入劳动者受到患病影响的概率并无显著影响。

表 6 稳健性检验:使用个体患病、过去四周生病受伤情况作为被解释变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	个体患病影响		过去四周是否生病受伤	
	低收入组	高收入组	低收入组	高收入组
最低工资	-0.204 *** (0.050)	0.008 (0.047)	-0.184 ** (0.091)	0.070 (0.061)
City level controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Individual FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-of-Survey FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Province-Year Trend	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	6810	5896	6998	6213
R-squared	0.444	0.474	0.480	0.502

类似地,观察表 6 第(3)列可以发现最低工资每提高 1%,低收入劳动者在过去四周生病受伤的概率降低 0.2 个百分点左右,估计系数在 5%水平上显著,第(4)列则表明,最低工资变化对高收入劳动者在过去四周生病受伤的概率并无显著影响。在使用这两个健康指标进行分析检验后我们发现,主要结论依旧是稳健的。

4.3 异质性分析

(1) 性别。首先我们考察最低工资变化对劳动者健康的影响在男女性之间的差异。男性与女性在从事工作的种类、强度与薪资水平上均存在差异,其健康水平受最低工资影响的方式、程度也可能会有所不同。我们将低收入劳动者进一步划分为女性劳动者与男性劳动者,分别进行回归分析^①。回归结果见

① 由于最低工资对中高收入劳动者的健康没有影响,在后文的分析中,我们均聚焦于低收入劳动者。

表 7 第(1)、(2)列,最低工资水平每提高 1%将使女性自我评价为健康的概率提高约 0.4 个百分点,使男性自我评价为健康的概率提高 0.37 个百分点,估计结果均在统计意义上显著。可见,最低工资对劳动者健康水平的影响在性别方面无明显差异。

表 7 异质性分析(低收入群体)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	女性	男性	低技能	高技能	雇佣	非雇佣
最低工资	0.395 *** (0.144)	0.370 ** (0.142)	0.440 *** (0.129)	0.309 (0.277)	0.492 ** (0.234)	0.325 ** (0.125)
City level controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Individual FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-of-Survey FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province-Year Trend	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	4003	2992	4169	1409	2388	4599
R-squared	0.521	0.523	0.532	0.551	0.519	0.525

注:第(1)、(2)列对应区分个体性别的异质性分析的估计结果,第(3)、(4)列对应区分个体受教育程度的异质性分析的估计结果,第(5)、(6)列对应区分个体是否从事雇佣工作的异质性分析的估计结果。

(2) 受教育水平。高技能劳动者与低技能劳动者所从事工作的种类与工作的方式存在很大差异,其健康水平也可能受到最低工资标准变化的不同影响。对于低收入群体,我们根据其受教育水平划分为高技能劳动者(拥有高中及高中以上学历)与低技能劳动者(高中以下学历),分别进行回归分析,回归结果汇报在表 7 第(3)、(4)列。结果表明,最低工资每提高 1%,低技能劳动者自我评价为健康的概率提高 0.44 个百分点,且在 1%的水平上显著,而高技能劳动者的回归系数较小且不再显著。可能的原因是这些高技能个体分布在低收入群体样本的收入水平的上层,他们受到的最低工资变化的影响是相对较小的。

(3) 是否从事雇佣工作。从事雇佣工作与未从事雇佣工作的个体其健康水平受到最低工资影响的作用机制存在明显不同。对于从事雇佣工作的个体而言,最低工资标准的提高可以直接影响其收入,从而对其健康水平带来影响;而对于尚未从事雇佣工作的个体而言,最低工资标准的提高将增大不从事雇佣工作的机会成本,从而可能会增加这部分劳动者向雇佣工作岗位的进入,进而对其健康水平带来影响。

我们针对个体工作身份差异——是否从事雇佣工作展开异质性分析。基

于低收入劳动者在样本初始期是否从事雇佣工作^①进行了分样本回归,结果汇报在表7第(5)、(6)列。可以发现最低工资每提高1%的水平,雇佣工作者自我评价为健康的概率提高0.49个百分点,而未从事雇佣工作的人自我评价为健康的概率提高0.33个百分点,两者均在5%的水平上显著。

最低工资政策对于从事和不从事雇佣工作的劳动者健康状况均有显著影响,虽然对前者的影响更大。如前所述,最低工资影响未从事雇佣工作劳动者健康的这种“溢出效应”可能是由于最低工资提高后促进了未从事雇佣工作的劳动者进入雇佣工作。在后文中,我们将对这一可能的影响进行具体分析。

5 影响机制分析

最低工资的调整不仅会对雇佣工作者产生直接影响(“集约边际”),也会通过影响雇佣工作决策而对原本未从事雇佣工作的人群产生影响(“扩展边际”)。由于从事雇佣工作与未从事雇佣工作的劳动者健康水平受到最低工资政策影响的渠道会存在一些差异,因此,我们对雇佣工作者与非雇佣工作者分别进行说明。

对于雇佣工作者来说,经典的健康需求理论认为最低工资政策可以从收入与时间成本两个角度影响其健康水平(Grossman, 1972)。一方面,最低工资标准的提高可以带来劳动者收入水平的提高,使劳动者的生活质量得到改善,从而对劳动者健康产生正向的影响。另一方面,最低工资标准的提高会增加休息、娱乐等活动的时间成本,因而可能会增加劳动者用于工作的时间,使其工作负担加重,从而对劳动者健康产生负向的影响。此外,最低工资标准的提高将增大企业的用人成本,从而可能使得部分雇佣工作者因裁员等原因被迫退出雇佣工作(即被解雇),进而对这部分劳动者的健康产生不利的影响。

对于原本不从事雇佣工作的劳动者来说,最低工资政策在短期内虽然不会对其收入和工作时长存在直接影响,却可以通过影响其被雇佣的状态来形成间接影响。从进入雇佣工作角度来看,一方面,最低工资标准的提高将增大不从事雇佣工作的机会成本,从而吸引部分未从事雇佣工作的劳动者进入雇佣工作岗位。另一方面,最低工资标准提高也可能使企业的负担加重,进而导致企业的用人门槛提高,那么未从事雇佣工作的劳动者将更难找到雇佣工作。因此,具体的影响方向需要实证分析给出答案。

接下来,我们从雇佣工作进入与退出、个体收入、健康投资、工作时长等多

^① 我们将现在有工作但不从事农渔猎、自营且不是家庭主妇身份定义为从事雇佣工作。我们依据个体首次出现在样本中时是否从事雇佣工作进行分组。

个方面逐一对可能的影响渠道展开分析。

5.1 雇佣与解雇

我们首先讨论最低工资的变化如何影响个体劳动者受雇或被解雇。大量研究表明,被解雇带来的失业会损害个体健康、提高死亡率(Sullivan and Von Wachter, 2009; Marcus, 2013)。就我们研究的问题而言,最低工资标准的提高将使得从事雇佣工作与原有情况相比更加具有吸引力,从而使得不从事雇佣工作的机会成本提高,这对从事雇佣工作与未从事雇佣工作的个体都会带来影响。一方面,原本对从事雇佣工作意愿不强的个体因为受到雇佣工作更大的吸引,从而可能选择进入雇佣工作岗位。另一方面,最低工资标准的提高可能带来企业用人成本的增加,导致企业的负担有所加重,同时希望从事雇佣工作的人数也可能会增多,企业雇佣劳动力的条件会更为苛刻,门槛会有所提高。尽管部分个体希望从事雇佣工作,但其找到雇佣工作的难度可能会增大,且已经从事雇佣工作的个体也有可能因企业裁员等原因而被迫退出雇佣工作,面临失业问题。因而最低工资变化对个体就业的影响方向是不确定的,并且已有的实证研究也未得出一致的结论。例如,在一篇颇具影响力的研究中,Card and Krueger (1994)通过比较美国宾夕法尼亚州和新泽西州最低工资调整的差异,发现提高最低工资能够促进就业。而Neumark and Wascher (2007)通过对文献的梳理发现多数研究支持了提高最低工资会减少就业。关于中国的研究中,马双等(2012, 2017)发现最低工资提高显著减少了制造业企业就业,但促进了女性的劳动参与,而杨娟和李实(2016)发现最低工资的提高对流动人口的就业没有显著影响。所以提升最低工资究竟将如何影响劳动者就业,尤其是低收入者的就业并没有定论。

我们针对低收入群体中个体劳动者在初始期是否从事雇佣工作进行分组,分别研究了最低工资对于未从事雇佣工作的劳动者进入雇佣工作和从事雇佣工作的劳动者被解雇的影响^①,结果汇报在表8中。观察表8第(1)列我们发现,最低工资每提高1%的水平,未从事雇佣工作者进入雇佣工作的概率提高0.33个百分点,在1%的水平上显著,而第(2)列估计系数非常小且并不显著,说明最低工资水平的变化不会导致已从事雇佣工作者被解雇。这些结果说明最低工资标准提高可以通过促进未从事雇佣工作的劳动者进入雇佣工作岗位,进而改善其健康水平,但不会通过使原有的雇佣工作者被解雇或者失业这一渠道来影响个体健康。

^① 将劳动者在每一期是否从事雇佣工作作为被解释变量。如果劳动者从事雇佣工作,则被解释变量取值为“1”,如果劳动者不从事雇佣工作,则取值为“0”。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
变量	收入	是否 抽烟	是否 从事 体育 运动	是否 拥有 医疗 保险	热量 摄入	碳水 化合物 摄入	蛋白质 摄入	脂肪 摄入	健康 状况	热量 摄入 是否 超标	碳水 摄入 是否 超标
Controlling for Potential Channels									Yes		
Observations	5814	7010	6788	7139	6883	6883	6883	6883	6995	7216	7216
R-squared	0.623	0.838	0.516	0.688	0.573	0.620	0.557	0.582	0.524	0.504	0.475

注：第(1)的收入和第(5)~(8)列的食物摄入量均取了自然对数。第(9)列控制的作用渠道变量包括个体是否抽烟、热量摄入和碳水化合物摄入。

5.3 健康投资

最低工资提高导致的收入变化可能进一步带来对于健康资本投资的变化，从而影响个体的综合健康水平。为此，我们从健康行为、医疗保险和饮食结构等方面展开了分析。我们首先考虑了最低工资对于抽烟行为的影响。最低工资提高带来的收入情况的改善可以缓解精神压力、促进精神健康，从而减少抽烟行为(Saffer and Dave, 2005; Byrne and Mazanov, 2016; Wehby et al., 2020)。表9第(2)列的回归结果证实了我们的猜想，最低工资的提高显著降低了抽烟行为。但根据第(3)列的回归结果，最低工资对参与体育活动的概率没有显著影响。第(4)列的结果表明，最低工资标准对低收入劳动者拥有医疗保险的概率没有显著影响。第(5)、(6)列的结果表明最低工资标准的提高改变了膳食结构，显著提高了热量和碳水化合物的摄入。这些发现表明，最低工资通过增加低收入劳动者对健康资本的投资而改善了其健康水平。

为进一步验证受雇和收入增加、抽烟行为的减少以及膳食结构的优化是最低工资政策作用于劳动力健康提升的渠道，我们将其是否受雇、收入、是否抽烟、热量摄入和碳水化合物摄入作为控制变量引入回归模型中。第(9)列结果显示，在控制上述变量后，主解释变量的估计系数较基准回归明显降低，表明最低工资标准的提高是通过上述渠道导致其健康状况的提升。

此外，根据《中国居民膳食指南(2016)》，我国成年人每日食物热量摄入总量的建议范围为低于2500卡路里、每日碳水化合物供能占总摄入比例建议为55%左右，可见热量和碳水化合物摄入并非越高越好，而是需要控制在合理范围内。据此，我们分别构造“热量摄入是否超标”及“碳水化合物摄入是否超标”两个虚拟变量，并将其作为被解释变量，实证检验最低工资的提高带来的劳动力热量和碳水化合物摄入的提升是否有利于健康，回归结果见表9第(10)、(11)列。

结果显示,最低工资政策对于超额摄入热量和碳水化合物并无显著影响,即最低工资标准的提高在健康范围内提高了劳动力对于能量和碳水化合物的摄入。

5.4 工作时长变化

最低工资标准的提高虽然可以带来收入的增多,从而有益于低收入劳动者的健康,但同时也可能影响低收入群体的工作时长。前文已经论述过,劳动者工作时间变长可能导致其娱乐、休闲等时间的缩短,同时也可能会增加劳动者的工作压力,这些均可能会给个体劳动者的健康带来负向影响(Grossman, 1972)。因此,有必要针对最低工资标准提高对劳动者的工作时长的影响展开实证分析。我们以个体劳动者汇报的每周工作的小时数作为被解释变量进行回归分析,回归结果汇报于表 10。观察第(1)列的估计系数我们发现,最低工资标准的变化对低收入群体的工作时长没有显著的影响。进一步地,我们区分了期初从事雇佣工作的劳动者和未从事雇佣工作的劳动者进行分样本回归。第(2)和(3)列的回归结果同样是不显著的。因此,没有证据表明最低工资标准的提高会通过影响劳动者的工作时长进而对其健康产生不利的影响。

表 10 影响机制分析:工作时长变化(低收入群体)

变量	(1)	(2)	(3)
	每天工作的小时数		
	全部	受雇	未受雇
最低工资	-0.740 (1.949)	-1.397 (1.527)	-1.689 (2.144)
City level controls	Yes	Yes	Yes
Individual FE	Yes	Yes	Yes
Year-of-Survey FE	Yes	Yes	Yes
Province-Specific Year Trend	Yes	Yes	Yes
Observations	3559	1866	1687
R-squared	0.603	0.559	0.644

6 结论

最低工资政策作为我国一项非常重要的劳动力市场政策,在改善劳动者待遇水平、增进劳动者整体福利方面发挥着重要的作用。本文利用我国最低工资水平在不同地区与不同年份之间的差异,基于中国健康与营养调查(CHNS)样本,使用广义双重差分等方法实证分析我国最低工资标准的变化如何影响劳动者的健康水平。

实证结果表明,最低工资标准的上升显著提高了低收入劳动者自我评价为健康的概率,同时显著降低了低收入劳动者受到患病影响与在过去四周生病受伤的概率,而对中高收入劳动者影响很小,且在统计意义上不显著。这一结论在多种检验下仍然保持稳健。在对影响机制进行分析后发现,最低工资标准的上升提高了低收入劳动者进入雇佣工作的概率,而不会影响已从事雇佣工作的个体从雇佣工作岗位中退出,这在很大程度上解释了起初未从事雇佣工作的劳动者也会受到最低工资影响的原因。最低工资标准上升提高了低收入劳动者的收入水平,进而导致了其对健康投资的增加,但对其工作时长没有显著影响。这些渠道导致了最低工资标准的提高对劳动者健康的正向影响。

本文的结论深化了对于最低工资政策影响的科学认识,为更科学全面评估中国的最低工资政策提供了新的参考。

参考文献

- 程令国,张晔. 2012. “新农合”:经济绩效还是健康绩效? [J]. 经济研究, 47(1): 120-133.
- Cheng L G, Zhang Y. 2012. The new rural cooperative medical scheme: Financial protection or health improvement? [J]. *Economic Research Journal*, 47(1): 120-133. (in Chinese)
- 丁守海. 2010. 最低工资管制的就业效应分析——兼论《劳动合同法》的交互影响 [J]. 中国社会科学, (1): 85-102.
- Ding S H. 2010. An analysis of minimum wage effects on the labor market—Effect of interaction with the law of the PRC on employment contracts [J]. *Social Sciences in China*, (1): 85-102. (in Chinese)
- 段志民. 2020. 最低工资政策的健康效应存在吗? ——来自中国综合社会调查数据的经验证据 [J]. 南开经济研究, (2): 3-24.
- Duan Z M. 2020. Does the health effect of the minimum wage policy exist: Empirical evidence from CGSS [J]. *Nankai Economic Studies*, (2): 3-24. (in Chinese)
- 蒋灵多, 陆毅. 2017. 最低工资标准能否抑制新僵尸企业的形成 [J]. 中国工业经济, (11): 118-136.
- Jiang L D, Lu Y. 2017. Does minimum wage standard inhibit the formation of new zombie firms [J]. *China Industrial Economics*, (11): 118-136. (in Chinese)
- 刘贯春, 陈登科, 丰超. 2017. 最低工资标准的资源错配效应及其作用机制分析 [J]. 中国工业经济, (7): 62-80.
- Liu G C, Chen D K, Feng C. 2017. The analysis of effects and mechanisms of minimum wage standard on resource misallocation [J]. *China Industrial Economics*,

(7): 62-80. (in Chinese)

陆瑶, 施新政, 刘璐瑶. 2017. 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[J]. 管理世界, (3): 146-158.

Lu Y, Shi X Z, Liu L Y. 2017. Labor protection and earnings management—An empirical study based on the change of minimum wage policy [J]. *Journal of Management World*, (3): 146-158. (in Chinese)

马双, 张劫, 朱喜. 2012. 最低工资对中国就业和工资水平的影响[J]. 经济研究, 47(5): 132-146.

Ma S, Zhang J, Zhu X. 2012. The effect of minimum wage on average wage and employment[J]. *Economic Research Journal*, 47(5): 132-146. (in Chinese)

马双, 李雪莲, 蔡栋梁. 2017. 最低工资与已婚女性劳动参与[J]. 经济研究, 52(6): 153-168.

Ma S, Li X L, Cai D L. 2017. Minimum wage and labor force participation of married women[J]. *Economic Research Journal*, 52(6): 153-168. (in Chinese)

马双, 赖漫桐. 2020. 劳动力成本外生上涨与FDI进入: 基于最低工资视角[J]. 中国工业经济, (6): 81-99.

Ma S, Lai M T. 2020. Exogenous increase of labor cost and FDI entry: From the perspective of minimum wage[J]. *China Industrial Economics*, (6): 81-99. (in Chinese)

孙楚仁, 田国强, 章韬. 2013. 最低工资标准与中国企业的出口行为[J]. 经济研究, 48(2): 42-54.

Sun C R, Tian G Q, Zhang T. 2013. Productivity heterogeneity, minimum wage and Firms' exports in China[J]. *Economic Research Journal*, 48(2): 42-54. (in Chinese)

孙中伟, 舒纷纷. 2011. 最低工资标准与农民工工资——基于珠三角的实证研究[J]. 管理世界, (8): 45-56.

Sun Z W, Shu B B. 2011. The standard of the minimum wage, and the wages of peasant-workers: A case study based on Zhujiang Delta[J]. *Journal of Management World*, (8): 45-56. (in Chinese)

杨娟, 李实. 2016. 最低工资提高会增加农民工收入吗? [J]. 经济学(季刊), 15(4): 1563-1580.

Yang J, Li S. 2016. Will the increase of MWs improve rural migrants' income? [J]. *China Economic Quarterly*, 15(4): 1563-1580. (in Chinese)

张军, 赵达, 周龙飞. 2017. 最低工资标准提高对就业正规化的影响[J]. 中国工业经济, (1): 81-97.

Zhang J, Zhao D, Zhou L F. 2017. Effect of minimum wage hikes on formalisation of employment[J]. *China Industrial Economics*, (1): 81-97. (in Chinese)

周广肃. 2017. 最低工资制度影响了家庭创业行为吗? ——来自中国家庭追踪调

- 查的证据[J]. 经济科学, (3): 73-87.
- Zhou G S. 2017. Does the minimum wage system affect family entrepreneurship—An empirical evidence from CFPS [J]. *Economic Science*, (3): 73-87. (in Chinese)
- Angrist J D, Pischke J S. 2009. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion* [M]. New Jersey: Princeton University Press.
- Averett S L, Smith J K, Wang Y. 2017. The effects of minimum wages on the health of working teenagers[J]. *Applied Economics Letters*, 24(16): 1127-1130.
- Belman D, Wolfson P, Nawakitphaitoon K. 2015. Who is affected by the minimum wage? [J]. *Industrial Relations*, 54(4): 582-621.
- Bleakley H. 2007. Disease and development: Evidence from hookworm eradication in the American South[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(1): 73-117.
- Bloom D E, Canning D. 2000. The health and wealth of nations[J]. *Science*, 287(5456): 1207-1209.
- Byrne D, Mazanov J. 2016. Smoking and cardiovascular risk: Role of stress in the genesis of smoking behavior[M]//Alvarenga M E, Byrne D. *Handbook of psychocardiology*. Singapore: Springer, 79-97.
- Callaway B, Sant'Anna P H. 2021. Difference-in-differences with multiple time periods [J]. *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- Card D, Krueger A B. 1994. Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania[J]. *The American Economic Review*, 84(4): 772-793.
- Dautović E, Hau H, Huang Y. 2019. Consumption response to minimum wages: Evidence from Chinese households[J]. *SSRN* 3496668.
- Draca M, Machin S, Van Reenen J. 2011. Minimum wages and firm profitability[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(1): 129-151.
- Gan L, Hernandez M A, Ma S. 2016. The higher costs of doing business in China: Minimum wages and firms' export behavior[J]. *Journal of International Economics*, 100: 81-94.
- Geng H G, Huang Y, Lin C, et al. 2022. Minimum wage and corporate investment: Evidence from manufacturing firms in China [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 57(1): 94-126.
- Grossman M. 1972. On the concept of health capital and the demand for health[J]. *Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.
- Hau H, Huang Y, Wang G W. 2020. Firm response to competitive shocks: Evidence from China's minimum wage policy[J]. *The Review of Economic Studies*, 87(6): 2639-2671.

- Horn B P, Maclean J C, Strain M R. 2017. Do minimum wage increases influence worker health? [J]. *Economic Inquiry*, 55(4): 1986-2007.
- Imbens G W, Wooldridge J M. 2009. Recent developments in the econometrics of program evaluation[J]. *Journal of Economic Literature*, 47(1): 5-86.
- Jamison D T, Breman J G, Measham A R, et al. 1993. *Disease control priorities in developing countries*[M]. New York: Oxford University Press.
- Leigh J P, Leigh W A, Du J. 2019. Minimum wages and public health: A literature review[J]. *Preventive Medicine*, 118: 122-134.
- Lenhart O. 2017. Do higher minimum wages benefit health? Evidence from the UK[J]. *Journal of Policy Analysis and Manage*, 36(4): 828-852.
- Marcus J. 2013. The effect of unemployment on the mental health of spouses—Evidence from plant closures in Germany[J]. *Journal of Health Economics*, 32(3): 546-558.
- Mayneris F, Poncet S, Zhang T. 2018. Improving or disappearing: Firm-level adjustments to minimum wages in China[J]. *Journal of Development Economics*, 135: 20-42.
- McCarrier K P, Zimmerman F J, Ralston J D, et al. 2011. Associations between minimum wage policy and access to health care: Evidence from the Behavioral Risk Factor Surveillance System, 1996—2007[J]. *American Journal of Public Health*, 101(2): 359-367.
- Meltzer D O, Chen Z. 2011. The impact of minimum wage rates on body weight in the United States [M]//Grossman M, Mocan N H. *Economic aspects of obesity*. Chicago, IL: University of Chicago Press, 17-34.
- Neumark D, Wascher W L. 2007. Minimum wages and employment[J]. *Foundations and Trends® in Microeconomics*, 3(1/2): 1-182.
- Over M, Ellis R P, Huber J H, et al. 1992. The consequences of adult ill-health[M]//Feachem R G A, Kjellstrom T, Murray C J L, et al. *The health of adults in the developing world*. Oxford: Oxford University Press.
- Reeves A, McKee M, Mackenbach J, et al. 2017. Introduction of a national minimum wage reduced depressive symptoms in low-wage workers: A quasi-natural experiment in the UK[J]. *Health Economics*, 26(5): 639-655.
- Saffer H, Dave D. 2005. Mental illness and the demand for alcohol, cocaine, and cigarettes[J]. *Economic Inquiry*, 43(2): 229-246.
- Schultz T P, Tansel A. 1997. Wage and labor supply effects of illness in Côte d'Ivoire and Ghana: Instrumental variable estimates for days disabled [J]. *Journal of Development Economics*, 53(2): 251-286.
- Strauss J, Thomas D. 1998. Health, nutrition, and economic development[J]. *Journal of Economic Literature*, 36(2): 766-817.

- Sullivan D, Von Wachter T. 2009. Job displacement and mortality: An analysis using administrative data[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(3): 1265-1306.
- Wehby G L, Dave D, Kaestner R. 2020. Effects of the minimum wage on infant health [J]. *Journal of Policy Analysis and Management*, 39(2): 411-443.
- Whitehead M, Taylor-Robinson D, Barr B. 2021. Poverty, health, and covid-19[J]. *BMJ*, 372: 376.
- Yip W, Fu H Q, Chen A T, et al. 2019. 10 years of health-care reform in China: Progress and gaps in universal health coverage [J]. *The Lancet*, 394 (10204): 1192-1204.

Can Minimum Wage Policy Improve Worker's Health in China? Evidence from County-Level Data

Sihan Zhang¹ Siwei Guo² Zhaopeng Qu³ Ming-ang Zhang⁴

- (1. School of Economics and Management, Beijing Information Science and Technology University;
2. School of Economics and Management, Tsinghua University; 3. School of Business, Nanjing University;
4. School of Public Finance and Taxation, Central University of Finance and Economics)

Abstract This paper uses the differences of the time and magnitude of minimum wage adjustments across counties to construct a Generalized Difference-in-Differences model to conduct a systematically empirical analysis on this problem. Research results show that China's minimum wage policy has significantly improved worker's health. Further analysis based on the income subgroup finds that the minimum wage policy significantly improves the health of low-income earners, but has no effect on the health of middle- and high-income earners. The mechanism analysis of the minimum wage policy's effect on low-income earners further shows that it increases the probability of workers being formally employed, increases income and health investment, and improves health behavior, which are the reasons for the minimum wage-health effect; on the contrary, we find no significant evidence for the potential mechanism that the increase of the minimum wage negatively affects the health of workers by increasing their working hours. This paper's conclusion deepens the understanding of the impact of the minimum wage policy and provides a new reference for a more scientific and comprehensive assessment of China's minimum wage policy.

JEL Classification I10, I18, J38