

工资保障政策实施如何稳定农民工收入

郑旭刚 周 闯 张抗私

摘要：保障劳动权益、稳定农民工收入是实现共同富裕的重要途径。本文以《国务院办公厅关于全面治理拖欠农民工工资问题的意见》的政策扩散为准自然实验，使用中国流动人口动态监测调查数据和双重差分方法评估工资保障政策实施对农民工收入不确定性的影响。研究发现：工资保障政策实施能有效治理企业拖欠工资行为，使农民工收入的不确定性明显下降。与传统劳动保护制度依赖事后法律威慑不同，工资保障政策实施可以通过营造工资支付的诚信社会环境和改善工资支付的监管环境，加强对事前合规和事中审查的监管，利用声誉和监管机制治理企业拖欠工资行为，进而降低农民工的收入不确定性。异质性分析表明，工资保障政策实施降低农民工收入不确定性的效果在受教育水平高、城市居住年限长和家庭规模大的农民工中更明显。进一步分析发现，用工企业并没有采用解雇、延长工作时间或降低工资等不利于农民工利益的方式应对工资保障政策的实施，而且，农民工的劳动力市场参与度有所提高。

关键词：共同富裕 工资保障 农民工 收入不确定性

中图分类号：F246；F247 **文献标识码：**A

一、引言

保障农民工工资支付，既事关民生福祉，也关系共同富裕目标的实现。党的二十届三中全会强调，要解决好人民最关心最直接最现实的利益问题，不断满足人民对美好生活的向往。然而，受人力资本不足和户籍制度的限制，农民工在劳动力市场长期处于弱势地位，劳动权益没有得到充分保障，农民工工资时常面临被克扣和被拖欠的风险（章政等，2020；吴业苗，2025）。工资被拖欠使农民工的收入面临较强的不确定性，不仅抑制了农民工的消费能力，不利于其实现向市民身份的转变，也会扩大收入差距、加剧贫富分化，使中等收入群体的规模无法有效扩大（杜鹏程等，2018）。党中央历来高度重视农民工工资保障问题，《中共中央 国务院关于实施就业优先战略促进高质量充分就业的意见》强调，要依法保障劳动者获得劳动报酬，促进劳动报酬合理增长，完善劳动者工资决定、合理增长、

[资助项目] 国家社会科学基金重点项目“青年就业新动向、新问题及其政策机制研究”（编号：24AJY021）。

[作者信息] 郑旭刚、周闯（通讯作者）、张抗私，东北财经大学经济学院、东北财经大学劳动就业与人力资本开发研究中心，电子邮箱：zc020507@163.com。

支付保障机制^①。共同富裕是社会主义的本质要求。实现共同富裕，不仅要确保劳动者的工资持续增长，而且要使劳动者能按时足额地获取工资。改善农民工的收入状况，解决农民工因收入不足而难以满足自身教育、医疗等发展性需求的问题，是夯实共同富裕之路的重要举措（李梦娜等，2023）。解决农民工的“忧薪”事，保障农民工工资支付，是在发展中保障和改善民生的关键环节。为保障农民工工资支付，解决拖欠工资问题，2016年1月，《国务院办公厅关于全面治理拖欠农民工工资问题的意见》（以下简称《治理拖欠工资意见》）发布。该文件针对农民工工资支付问题提出了全面的治理措施，旨在从源头上预防和解决拖欠农民工工资问题，保障农民工的合法权益。与《中华人民共和国合同法》（以下简称《劳动合同法》）、《中华人民共和国社会保险法》（以下简称《社会保险法》）等通过强化事后威慑的制度设计不同，工资保障政策更强调加强事前合规和事中审查，倡导利用声誉和监管机制，降低社会对不诚信行为的容忍度，从而规范企业的工资支付行为，维护农民工劳动权益。基于此，本文着重考察工资保障政策实施能否稳定农民工收入及其内在机制。

回答上述问题，需构建测度农民工收入稳定性的指标。事实上，关于稳定劳动者收入的研究并不罕见。已有研究多用收入不确定性指标反映劳动者的收入稳定性。测度收入不确定性的方法主要有四类：一是代理变量法。该方法使用相对易于获取的变量衡量收入不确定性，如失业率（周京奎，2011）、劳动合同（Vignoli et al., 2012）等，但面临测度的间接性和单一性问题。二是差额法。该方法根据收入的实际值与趋势值的差额衡量收入不确定性，如当期收入与持久性收入的差额（罗楚亮，2004），但无法将可预期的收入波动剔除。三是问卷调查法。该方法采用个体对收入不确定性的感知程度（Guiso et al., 1992）、对工作稳定性的满意程度和对失业风险的担心程度（Hanappi et al., 2017）衡量收入不确定性，但可能包含过强的主观因素且无法长期追踪。四是组内方差近似法。该方法使用分组计算的收入或消费的方差（或标准差）衡量收入不确定性，如家庭收入或对数收入的方差（罗楚亮，2004；尹志超等，2022）。该方法因适用的广泛性而被普遍采用，但仅能测度收入不确定性的某一具体方面，在实际应用中还需使用其他指标加以验证。收入不确定性对微观家庭决策和宏观经济的影响也是学术界关注的焦点。在微观家庭决策方面，收入不确定性会影响消费（罗楚亮，2004）、住宅权属选择和住宅特征需求（周京奎，2011）。在宏观经济方面，当家庭面临的收入不确定性增强时，其理性选择是增加流动性资产的持有量，减少风险资产的投资（Scholz et al., 2006；Angerer and Lam, 2009），从而引发总需求减弱、储蓄升高和经济下滑等现象，并对收入和消费不平等产生影响（Haider, 2002；Blundell et al., 2008）。此外，一些研究关注了收入不确定性的影响因素，发现个体的健康状况、社会资本、职业技能（孙学涛等，2017），以及互联网金融的发展均会影响收入不确定性（尹志超等，2022）。

在劳动者权益保障方面，已有文献探讨了《劳动合同法》、《社会保险法》和最低工资制度等劳动者权益保障制度对劳资双方的影响，如对劳动合同签订率和社会保险参保率（Li and Freeman, 2015）、企业用工形式（刘贯春等，2021；王欢欢等，2022）、农民工生活福祉（程名望和韦昕宇，2024）的

^① 《中共中央 国务院关于实施就业优先战略促进高质量充分就业的意见》，https://www.gov.cn/gongbao/2024/issue_11646/202410/content_6980867.html。

影响。然而，这些劳动者权益保障制度并非专门针对农民工，基于这些制度开展的相关研究没有考虑农民工劳动权益保护的特殊性。同时，少有文献关注由拖欠农民工工资引发的收入不确定性问题。农民工劳动权益保障涉及农民工自身、用工企业和地方政府等多个主体的利益博弈。由于以行政手段为主的传统措施存在一定局限性，拖欠工资问题长期无法得到有效解决（章政等，2020）。不同行业 and 不同单位性质的农民工面临的工资拖欠风险不同（王美艳，2006），企业失信违法成本低、政府监管方式滞后和社会守信激励不足是产生拖欠工资问题的重要原因（章政等，2020）。关于工资保障政策的影响，刘斌等（2022）发现，工资保障政策实施后，建筑公司会将农民工工资支付引致的现金压力转移至业务关联方，受影响较大的房地产企业为缓解资金压力倾向于降低投资水平。

综上所述，现有文献主要存在以下不足：第一，现有文献主要从个体特征、区域特征等角度探讨劳动者收入不确定性的成因，忽略了劳动者权益保障制度在稳定收入方面的作用。工资保障政策的目标是保障农民工工资支付，解决农民工工资拖欠问题，但少有研究对该政策的直接目标展开分析。第二，已有研究主要关注最低工资制度、《劳动合同法》和《社会保险法》等侧重事后追责的劳动者权益保障制度对劳动者就业福利的影响，忽视了事前合规和事中审查环节在保障劳动者权益中的作用。

与已有文献相比，本文的边际贡献体现在如下方面：第一，为劳动者权益保障制度经济效果评估提供新的研究框架。本文基于《治理拖欠工资意见》印发后的政策扩散环境，考察工资保障政策实施通过完善事前合规和事中审查机制从而在稳定农民工收入方面所发挥的作用。这不仅能为考察劳动者权益保障制度经济社会效应的相关研究提供新的评估框架，也能从事前合规和事中审查角度丰富劳动者权益保障制度评估的研究成果。第二，创新性地将政策扩散的思路引入政策评估领域。基于中央政府统筹规划、地方政府具体落实的特点，本文将《治理拖欠工资意见》从中央到地方的政策扩散过程作为准自然实验，政策扩散思路的引入能够为公共政策评估方案提供新思路。第三，为分析劳动者收入不确定性的成因提供新视角。本文从劳动者权益保障视角出发，考察工资保障政策实施能否帮助农民工稳定收入，降低收入不确定性，可充实劳动者收入不确定性的研究成果。第四，扩充协同实现共同富裕和高质量充分就业的政策工具箱。本文将共同富裕的内涵从提升低收入群体的增收能力拓展至稳定低收入群体的收入预期，在深化共同富裕内涵的基础上，创新性地探讨工资拖欠问题的治理对农民工收入不确定性的影响，对协同实现共同富裕和促进高质量充分就业有重要借鉴意义。

二、制度背景与理论分析

（一）制度背景

由于议价能力低和劳动保护缺位，农民工在城市劳动力市场中处于弱势地位，其工资常被企业拖欠。为此，2003年，《国务院办公厅关于切实解决建设领域拖欠工程款问题的通知》发布，旨在解决建设工程领域拖欠工程款和拖欠农民工工资问题。不过，拖欠工资问题不仅存在于建设工程领域，在其他行业也同样存在。因此，《国务院关于解决农民工问题的若干意见》和《国务院办公厅关于切实解决企业拖欠农民工工资问题的紧急通知》等文件相继出台，要求开展工资支付情况专项检查，建立工资支付保障制度。然而，由于欠薪成因复杂并且缺乏有效的监管措施，拖欠农民工工资问题并没有

立即得到明显缓解(刘斌等, 2022)。2015年,被拖欠工资的农民工人均被拖欠工资9788元,比2014年增长2.9%^①。为切实保护农民工的劳动权益,国务院办公厅于2016年1月发布《治理拖欠工资意见》,要求健全源头预防、动态监管、失信惩戒相结合的保障体系,以期根本性地遏制欠薪问题。

《治理拖欠工资意见》虽属指导性文件而非强制性法律条文,但通过建立完善的问责机制和考核体系,在晋升激励与行政指令的双重作用下,有效确保了地方政府的政策执行力,在治理拖欠农民工工资问题上取得了积极成效。截至2016年,相关部门共为149.6万名农民工追讨欠薪140.3亿元,人社部门共向公安部门移送涉嫌欠薪犯罪案件5079件,公安部门立案3595件,法院一审审结1890件^②。国家统计局数据显示,2016年,被拖欠工资的农民工人数为236.9万人,比2015年下降14.1%;被拖欠工资的农民工比重为0.84%,比2015年下降0.15个百分点,比2008年下降3.26个百分点^③。截至2020年12月,各级工会配合有关部门共为509.86万农民工追回被拖欠工资532.51亿元^④,拖欠农民工工资问题得到明显遏制。

(二) 工资保障政策的扩散路径

作为政策制定与执行的关键环节,政策扩散会影响政策实施的效果。政策扩散是指某项政策按照特定路径在地区或部门间传播,最终被其他地区或部门采纳的过程(张楠等, 2023)。在多层级政府组织治理模式下,中央政府主导的政策扩散模式较为常见,即中央政府用行政命令要求地方政府采纳或落实特定政策。在这种模式下,地方政府虽然能自主进行政策创新,但会面临不被中央政府认可的风险。中央政府出台某项政策,既向地方政府施加了政策执行的压力,督促地方政府出台相关配套政策,也提高了地方政府实施政策的合法性。因此,地方政府更愿意结合本地实际进行政策创新,最终实现政策的完善和有效落实。

为刻画《治理拖欠工资意见》自上而下推广的政策扩散过程,本文在北大法宝数据库以及各政府门户网站中进行检索,手动整理了31个省级行政单位和290个地级市出台的与解决拖欠农民工工资问题相关的政策。图1展示了按年份统计的政策数量及政策扩散曲线。由图1(a)可以看出,国务院及各部委围绕解决拖欠农民工工资问题出台政策的过程可分为三个阶段:2003—2009年为起步阶段、2010—2014年为深化阶段、2015年至今为持续加强阶段。由图1(b)和(c)可知,2016—2018年是政策扩散的主要年份,政策数量呈陡峭上升趋势,与政策扩散理论的S型累计分布曲线吻合。2016年1月,《治理拖欠工资意见》印发,此后,政策扩散效应迅速显现。河北省和海南省等省级行政单位在《治理拖欠工资意见》印发后的1至2个月内迅速响应,出台了各自的治理方案。截至2016年9

^①资料来源:《2015年农民工监测调查报告》, https://www.gov.cn/xinwen/2016-04/28/content_5068727.htm。

^②资料来源:《人社部副部长邱小平:我国为农民工追讨欠薪140.3亿元》, https://www.guancha.cn/minsheng/2017_03_14_398771.shtml。

^③资料来源:《部际联席会议部署治欠保支工作》, https://www.gov.cn/xinwen/2017-03/14/content_5177351.htm。

^④资料来源:《全总:五年来为农民工追回被拖欠工资500多亿元》, https://www.gov.cn/xinwen/2020-12/23/content_5572821.htm。

月,全国已有 27 个省级行政单位出台了《治理拖欠工资意见》的配套政策。各地级市主要在《治理拖欠工资意见》印发后的 10 至 12 个月内出台了相关政策。这表明,农民工工资保障政策的扩散过程呈现典型的“压力—回应”式纵向扩散模式,中央政府在其中充当引导者的角色,地方政府负责相关政策的具体落实(张楠等, 2023)。

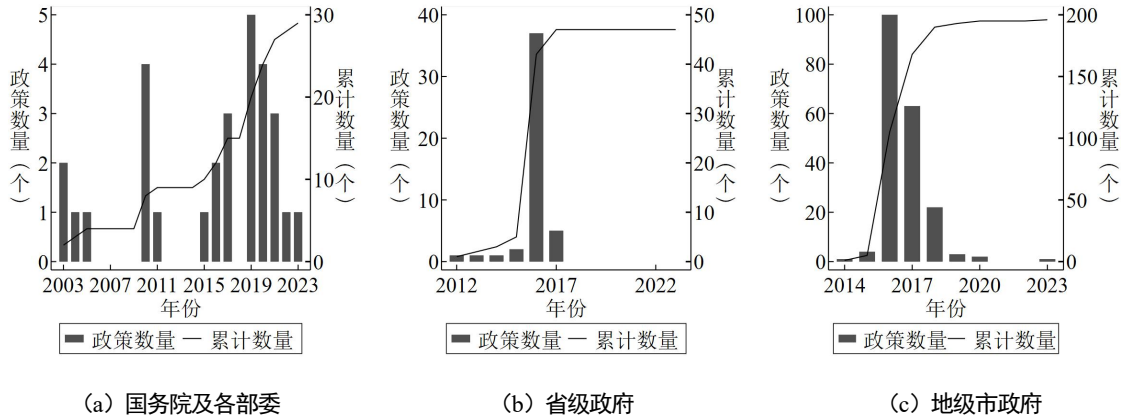


图 1 各层级政府出台的《治理拖欠工资意见》配套政策的数量

(三) 工资保障政策实施影响农民工收入不确定性的理论分析

用工企业是否拖欠工资,取决于其在拖欠工资和按时足额发放工资情况下所获期望收益的比较。参考 Becker (1968) 的研究,本文基于数理模型展开分析。当以下不等式成立时,企业为获得更高的期望收益会拖欠农民工工资。

$$(1-b)K - bC(L) > S \quad (1)$$

(1) 式中: b 表示企业拖欠工资被处罚的概率, K 表示企业拖欠工资的预期收益, L 表示地区执法强度, $C(L)$ 表示企业在拖欠工资的情况下受到处罚而付出的成本, S 表示企业按时足额发放工资的预期收益, $(1-b)K - bC(L)$ 表示企业拖欠工资的净收益。受户籍身份和人力资本不足的影响,农民工进入城市后主要在收入较低并且缺乏社会保障的次级劳动力市场就业(周闯等, 2024)。由于对就业岗位信息缺乏了解,他们的整体议价能力较弱。在信息不对称的情况下,监管部门无法有效监管企业的工资支付行为,企业拖欠工资受到处罚的概率较小,这会使企业在拖欠工资时能获得更高的净收益,即(1)式更易成立。此时,企业为获得更高的净收益,倾向于拖欠农民工工资,农民工面临较高的收入不确定性。工资保障政策实施后,地方政府逐步加大对企业工资支付行为的监管力度,这对企业施加了“硬约束”,提高了企业拖欠工资被处罚的概率和所付出的成本。此外,工资保障政策要求地方政府建立拖欠工资的企业“黑名单”制度,营造诚信社会环境,利用声誉机制使不诚信企业在商业信用融资、生产经营等方面遭受潜在收益损失,这对企业施加了“软约束”,减少了企业拖欠工资的预期收益。“硬约束”和“软约束”的共同作用使企业拖欠工资时的净收益下降,企业会减少拖欠农民工工资的行为,进而降低农民工收入不确定性。

基于此,本文提出研究假说 H1。

H1: 工资保障政策实施能减少企业拖欠农民工工资行为, 降低农民工的收入不确定性。

制度能约束个体和组织的关系, 有助于减少交易过程中的不确定性, 提高经济运行效率。在中国传统文化的演进过程中, 伦理规范、道德观念等非正式制度对个体行为和经济社会变迁产生了深远影响。因此, 探寻解决拖欠农民工工资问题的有效路径, 需充分发挥正式制度和非正式制度的双重作用。

正式制度能通过其强制性约束企业的不诚信行为。监管是政府部门为保障利益相关者权益、依据法律法规采取的对市场主体的制约与激励行为(王俊豪, 2021)。劳有所得不仅是劳动者基本生存权益的体现, 也关系社会公平正义。若农民工工资被企业拖欠, 他们的基本生存权益就无法得到保障, 社会和谐稳定也将面临较大挑战。因此, 政府需对企业的工资支付行为进行监管。工资保障政策要求健全工资支付监控和保障制度, 完善企业工资支付监控机制, 相关部门要对辖区内企业工资支付情况进行日常监管, 重点监控发生过拖欠工资的企业。此外, 工资保障政策还要求建立和完善欠薪预警系统, 定期对重点行业企业进行研判, 发现欠薪隐患要及时采取防范措施。这些举措加强了对企业工资支付行为的事中监管, 能有效制约企业损害农民工权益的行为, 对企业施加“硬约束”, 从而降低农民工的收入不确定性。

基于以上分析, 本文提出研究假说 H2。

H2: 工资保障政策实施通过改善工资支付的监管环境, 减少企业的拖欠工资行为, 降低农民工的收入不确定性。

与正式制度不同, 以诚信文化为代表的非正式制度能通过价值引导、惩戒监督和传递内化三种机制潜移默化地对企业形成约束。第一, 根据信号理论, 良好的信用评价结果能向市场传递官方认可的信号, 帮助企业与上下游企业等外部主体建立互信关系, 进而获取更多资源。工资保障政策的实施要求相关部门将企业的工资支付状况作为诚信评价的重要依据, 建立拖欠工资企业“黑名单”, 定期向社会公开, 并将企业的工资支付状况纳入征信系统和信用信息公示平台, 实现企业信用信息的互认共享。该措施旨在通过价值引导的方式规范企业行为, 企业为避免声誉、信任等社会资本的损失, 会减少拖欠工资行为。第二, 工资保障政策也强调, 要加强对企业失信行为的惩戒监督力度, 对失信企业在政府采购、融资贷款和市场准入等方面依法予以限制, 提高企业失信成本。这些措施的目的在于通过惩戒监督机制, 完善政府负责、行业监管、社会参与和企业配合的信用治理格局, 进而形成全国范围内“一处拖欠、处处受限”的联合惩戒模式(章政等, 2020)。第三, 社会学习理论强调, 个体的行为决策易受到群体中其他个体的影响, 并倾向于模仿其他个体的行为(Charness and Sutter, 2012)。诚信文化建设能引导企业自觉遵守规则, 并通过传递内化的方式对周边其他企业产生规范行为的作用(吴武清和洪振瀚, 2024)。因此, 工资保障政策实施有助于营造诚信社会环境, 并使诚信文化在企业间传递与内化, 通过声誉机制对企业施加“软约束”, 潜移默化地规范企业的工资支付行为, 从而降低农民工的收入不确定性。

基于以上分析, 本文提出研究假说 H3。

H3: 工资保障政策实施通过营造工资支付的诚信社会环境, 减少企业的拖欠工资行为, 降低农民工的收入不确定性。

三、研究设计

（一）数据来源

本文使用的微观数据来自中国流动人口动态监测调查（China Migrants Dynamic Survey，以下简称CMDS）。该调查是中国流动人口方面规模最大、信息最全的调查，迄今为止公布了2009—2018年的调查数据。自2012年开始，CMDS的抽样设计方式和调查对象发生了改变，并在后续年份保持一致。为了使研究结果具有可比性，本文使用2012—2018年的数据进行分析。此外，《劳动合同法》和《社会保险法》均在2012年之前出台，采用2012—2018年的数据进行分析，可以排除两部法律的实施对研究结果的干扰。本文的研究对象是农民工，因此，在样本范围的界定上，本文只保留户口性质为农业户口的流动人口，并将年龄界定为16~65岁，同时剔除调查时未就业和就业身份为家庭帮工的个体。为避免异常值对结果的影响，本文将农民工收入进行1%和99%的双侧截尾处理。城市层面的宏观数据来自2013—2019年的《中国城市统计年鉴》。通过将城市层面的宏观数据与微观数据匹配，本文得到了7年的混合截面数据，最终观测值为613898个。

中央政府出台政策、地方政府结合实际情况落实与执行政策，这种扩散过程不仅为政策扩散领域的研究提供了启示，也为政策评估领域的研究提供了思路。为此，本文依据《治理拖欠工资意见》的政策扩散过程构建准自然实验，分析工资保障政策实施对农民工收入不确定性的影响。本文在北大法律信息网（北大法宝）、威科先行法律信息库、政府官方网站中查找了微观数据涉及的294个城市^①出台工资保障政策的时间。为全面准确地刻画《治理拖欠工资意见》的扩散过程，本文将各城市首次出台符合下列条件的政策文件的时间确定为工资保障政策的出台时间：第一，政策文件的发文主体为各城市的政府部门；第二，政策文件的标题需直接与“治理拖欠农民工工资”相关，或政策文件中明确指出参照《治理拖欠工资意见》制定该政策；第三，政策文件要能体现政府部门的行政意志，因此，文件类型应为法规、规划、通知、办法或意见，不包含批复、答复、函件、地方政府转发的国务院办公厅政策文件。

（二）识别策略

由于各城市出台工资保障政策的时间不同，本文采用交错双重差分方法进行分析，构建的计量模型如下：

$$Sdincome_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 Safe_{ct} + \alpha_2 X_{ict} + \alpha_3 Z_{ct} + \lambda_c + \gamma_{nt} + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

（2）式中： i 表示个体， c 表示城市， t 表示年份， n 表示省份。 $Sdincome_{ict}$ 为被解释变量，代表农民工的收入不确定性。 $Safe_{ct}$ 为核心解释变量，代表工资保障政策实施情况，城市出台工资保障政策后该变量取值为1，否则取值为0。本文重点关注工资保障政策从中央政府到各地地方政府的扩散与落实过程，因此，将出台相关配套措施、落实工资保障政策的城市设置为处理组，将其他城市设置

^①294个城市包含4个直辖市和290个地级市，后文将直辖市与地级市统称为城市。

为控制组。由于 CMDS 在每年的 5 月开展，而且，在收入方面询问的是被调查者上个月的收入情况，因此，本文以 4 月 1 日为界将政策时点进行划分。如果城市在当年的 4 月 1 日或之前出台工资保障政策，则 $Safe_{ct}$ 在当年及后续年份取值为 1；如果城市在当年的 4 月 1 日后、下一年份的 4 月 1 日或之前出台工资保障政策，则 $Safe_{ct}$ 在当年取值为 0，在后续年份取值为 1。 X_{ict} 是个体层面控制变量， Z_{ct} 是城市层面控制变量。 λ_c 表示城市固定效应，以控制城市层面的不变特征对农民工收入不确定性的影响。 γ_m 为省份×年份固定效应，以控制省份层面的经济特征以及工资保障政策在扩散过程中不同省份落实的差异对农民工收入不确定性的影响。 ε_{ict} 为随机误差项，标准误聚类在城市×年份层面。

已有研究多使用组内标准差近似法测量收入不确定性，在样本量受限的情况下，为降低计算组内收入标准差时的样本损失，该方法通常先根据单一分组变量分别计算各组收入对数值的标准差，再通过加总或连乘的方式对各标准差进行聚合，从而得到收入不确定性的测度指标（罗楚亮，2004；尹志超等，2022）。CMDS 数据具有样本量庞大的优势，即使同时根据多个变量进行分组，观测值也不会有较大损失。为此，本文在已有文献的基础上进行如下改进：基于年份、年龄、受教育年限和就业特征构建多维交叉分组，在各细分组内直接计算收入对数值的标准差，以得到的标准差来测度收入不确定性。该方法能够突破传统单一维度的分组限制，不需要采用间接的加总或连乘方式对各标准差进行聚合，因此，能够更全面、更准确地捕捉收入不确定性的特征。在本文的分组设计中，就业特征包括就业身份（受雇赋值为 1，自雇赋值为 0）、行业性质、职业类型、单位性质，这样能更准确地反映不同就业情境下农民工的收入不确定性。

个体层面的控制变量除包括计算收入标准差的分组变量外，还包括性别（男性赋值为 1，女性赋值为 0）、年龄平方（年龄的平方除以 100）、流动范围（跨省流动赋值为 1，省内流动赋值为 0）、民族（汉族赋值为 1，非汉族赋值为 0）、婚姻状况（同居或已婚赋值为 1，未婚、离婚和丧偶赋值为 0）、家庭规模（家庭人口数，单位为人）、流入地居住年限（单位为年）。城市层面的控制变量包括经济发展水平（地区生产总值的自然对数值）、人口规模（地区常住人口数的自然对数值）和政府支出水平（地方财政一般预算支出与地区生产总值的比值，单位均为亿元）。

本文以收入不确定性指标的中位数为界对样本进行划分，将大于中位数的样本归为高波动组，将小于等于中位数的样本归为低波动组，并分别对两个组别的变量进行描述性统计。表 1 和图 2 给出了统计结果。从表 1 来看，低波动组农民工平均年龄约为 32.57 岁，平均受教育年限为 9.91 年，受雇比例为 85%；高波动组农民工平均年龄约为 36 岁，平均受教育年限为 9.38 年，受雇比例为 35%。由图 2 (a) 可知，在生产制造业中，低波动组农民工占比较高，而在较容易拖欠工资的住宿餐饮和采掘建筑等行业中，高波动组农民工占比较高。由图 2 (b) 可知，农民工的主要职业是生产人员和服务人员，在生产人员中低波动组农民工占比较高，在服务人员中高波动组农民工占比较高。由图 2 (c) 可知，在私营单位中低波动组农民工占比较高，在个体工商户中高波动组农民工占比较高。与个体工商户相比，私营单位通常具有明确的规章制度，劳动者的权益更易受法律和司法体系的保护，因此，劳动者被拖欠工资的可能性较低。综上所述，与低波动组农民工相比，高波动组农民工年龄更大、更缺少人力资本、在劳动力市场上议价能力更低，从事的职业、就业的行业和单位更容易发生工资拖欠现象。

表1 主要变量的描述性统计

变量	低波动组				高波动组			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
收入不确定性	0.278	0.083	0	0.378	0.498	0.128	0.378	5.865
工资保障政策实施	0.111	0.315	0	1	0.139	0.346	0	1
年龄	32.572	9.424	16	65	35.996	8.792	16	65
受教育年限	9.912	2.785	0	19	9.381	2.506	0	19
性别	0.581	0.493	0	1	0.570	0.495	0	1
年龄平方	11.497	6.654	2.560	42.250	13.730	6.534	2.560	42.250
流动范围	0.549	0.498	0	1	0.476	0.499	0	1
民族	0.931	0.254	0	1	0.938	0.242	0	1
婚姻状况	0.766	0.424	0	1	0.902	0.297	0	1
家庭规模	2.767	1.252	1	10	3.219	1.100	1	10
流入地居住年限	4.115	4.538	0	57	5.454	5.288	0	51
经济发展水平	7449.183	6965.943	150.010	32679.860	6241.418	6615.158	150.010	32679.860
人口规模	708.918	585.532	19.800	3404.000	659.024	551.429	19.800	3404.000
政府支出水平	0.166	0.143	0.044	2.223	0.188	0.170	0.044	2.223
观测值	306953				306945			

注：经济发展水平和人口规模展示的是原值，单位分别为亿元和万人，在回归中则取对数。受教育年限折算方式为：未上过学=0，小学=6，初中=9，高中或中专=12，大学专科=15，大学本科=16，研究生=19。

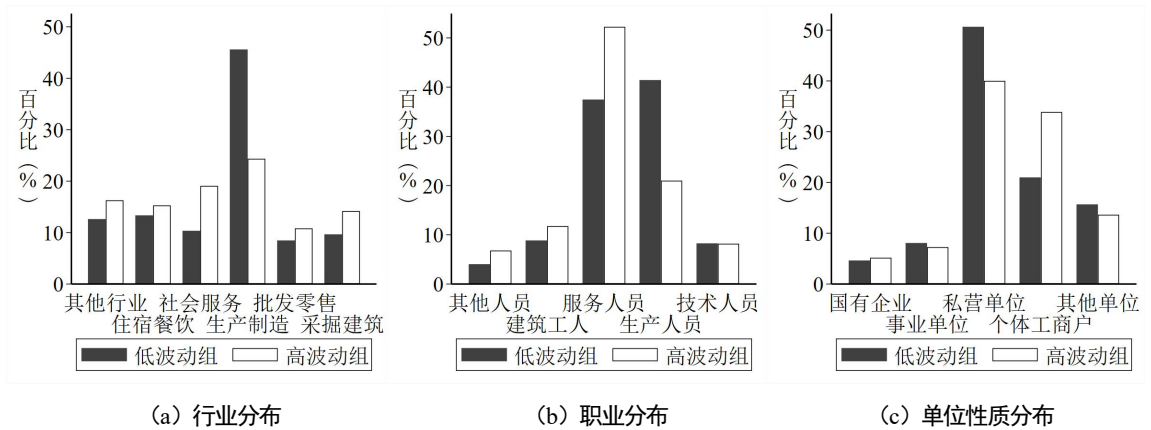


图2 不同组别农民工的行业、职业和单位性质分布

四、实证结果

(一) 基准回归结果

表2给出了基准回归结果。表2(1)列控制用以计算收入不确定性指标的各分组变量，包括年龄、受教育年限和就业特征，表2(2)列加入其他个体层面的控制变量，表2(3)列则进一步加入地区层面的控制变量，表2(4)列将随机误差项的聚类层级由城市×年份层面提升至城市层面。在表2

前(3)列的回归结果中,工资保障政策实施变量的系数都在1%的水平上显著。将随机误差项聚类层级提升至城市层面后,工资保障政策实施变量的系数依然显著。因此,与未落实工资保障政策的城市相比,落实工资保障政策城市农民工的收入不确定性显著下降。从表2(3)列的估计结果看,工资保障政策实施变量的回归系数为-0.003。2012—2018年,农民工收入不确定性均值的最小值为0.36,最大值为0.440,差异约为0.080。由此可知,工资保障政策实施使农民工收入不确定性下降的程度约为年均值变动的3.75%。可见,积极落实中央工资保障政策的城市能有效治理企业拖欠农民工工资行为,降低农民工的收入不确定性,即工资保障政策实施发挥了稳定农民工收入的作用,假说H1得到验证。

表2 基准回归结果

变量	收入不确定性							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
工资保障政策实施	-0.003***	0.001	-0.003***	0.001	-0.003***	0.001	-0.003**	0.001
年龄	0.001***	0.000	0.002***	0.000	0.002***	0.000	0.002***	0.000
受教育年限	-0.003***	0.000	-0.003***	0.000	-0.003***	0.000	-0.003***	0.000
性别			-0.003***	0.000	-0.003***	0.000	-0.003***	0.001
年龄平方			-0.003***	0.000	-0.003***	0.000	-0.003***	0.000
流动范围			-0.000	0.001	-0.000	0.001	-0.000	0.001
民族			-0.000	0.001	-0.000	0.001	-0.000	0.001
婚姻			0.005***	0.001	0.005***	0.001	0.005***	0.001
家庭规模			0.001***	0.000	0.001***	0.000	0.001***	0.000
流入地居住年限			0.000***	0.000	0.000***	0.000	0.000***	0.000
经济发展水平					0.004	0.005	0.004	0.005
人口规模					0.000	0.007	0.000	0.008
政府支出水平					-0.000	0.007	-0.000	0.007
就业特征	已控制		已控制		已控制		已控制	
城市固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
省份×年份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	613898		613898		613898		613898	
调整R ²	0.235		0.236		0.236		0.236	

注:①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,(1)~(3)列的标准误为城市×年份层面的聚类标准误,以下各表同。②(4)列中的标准误为城市层面的聚类标准误。

(二) 平行趋势检验

双重差分方法能够识别因果效应的关键前提是满足平行趋势假设。在本文的情境下,则要求在工资保障政策未实施的反事实状态下,处理组与控制组农民工的收入不确定性具有相同的变动趋势。由于无法对平行趋势假设进行直接检验,大多数经验研究通过检验处理前趋势是否平行的方式推断处理后趋势是否平行,即处理前相对年份变量的系数是否显著。平行趋势检验结果如图3和图4所示。图

3 给出了在 90%置信区间下以处理前一期为基期的平行趋势检验结果。结果表明，工资保障政策实施前，处理组与控制组的农民工收入不确定性没有明显差异，满足平行趋势假设。地方政府实施的工资保障政策显著降低了农民工的收入不确定性，并且这种效应在时间上呈现持续放大的趋势。

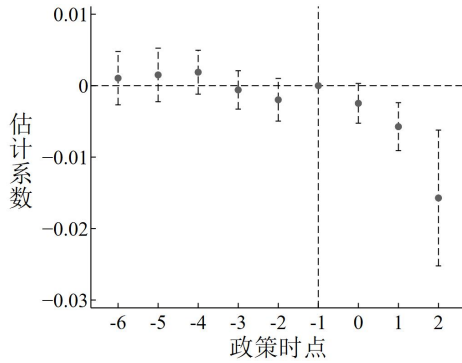


图3 平行趋势检验

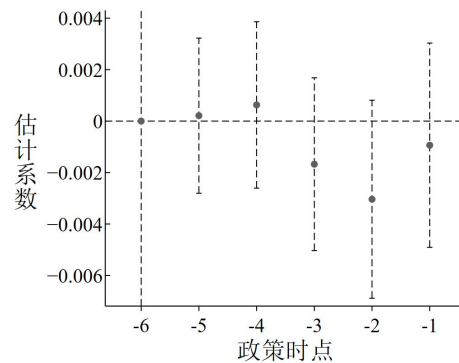


图4 稳健平行趋势检验

然而，平行趋势检验面临效力较低的问题。即使平行趋势不满足，往往也会观测到处理前相对年份变量的不显著影响。而且，以事前趋势为条件的分析可能会使对处理效应的估计产生偏差（Roth et al., 2023）。为此，本文参考周闯等（2024）的研究，使用 Borusyak et al.（2024）提出的稳健平行趋势检验方法进行检验，以提供更多平行趋势成立的经验证据。从图 4 的稳健平行趋势检验结果看，平行趋势假设仍然满足。此外，该方法需要同时满足平行趋势假设和无预期效应假设，图 4 也表明，在工资保障政策实施前不存在显著的预期效应。

（三）改变收入不确定性的测度方法

在对收入不确定性的测度上，已有研究并未形成普遍认可的方法，根源在于不同学者提出的测算方法均有其合理性。为增强结果的稳健性，本文报告了使用其他测度方法的估计结果。首先，本文改变分组变量，重新计算收入不确定性。在原分组变量基础上，分别加入家庭规模、婚姻和流动范围变量，重新计算组内收入对数值的标准差，并将其作为被解释变量进行回归。由表 3（1）～（3）列结果可知，在增加分组变量后，工资保障政策对农民工收入不确定性的影响依旧显著，表明分组变量的选取对基准回归结果的影响较小。其次，本文采用工资收入的原值，基于基准分组变量重新计算收入不确定性，将其作为被解释变量进行回归。由表 3（4）列结果可知，工资保障政策的系数仍显著为负。最后，本文采用残差法测度收入不确定性，进一步验证基准结论。具体而言，以工资收入的对数为被解释变量，以（2）式的控制变量为解释变量进行回归，得到残差，然后以残差的平方项度量收入不确定性，将其作为被解释变量进行回归。结果如表 3（5）列所示，可以发现，基准结论依旧成立。

表3 改变收入不确定性测度方法后的回归结果

变量	(1) 加入家庭规模变量	(2) 加入婚姻变量	(3) 加入流动范围变量	(4) 使用工资收入原值	(5) 残差平方项
工资保障政策实施	-0.004*** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-8.527** (3.674)	-0.021*** (0.006)

表3 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份×年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	524890	597669	575296	613898	613898
调整 R ²	0.182	0.231	0.212	0.393	0.031

注：①由于分组变量不同，分组计算组内对数收入的标准差时会产生不同的样本损失。②控制变量中包含各就业特征变量，以下各表同。

(四) 其他稳健性检验

此外，本文还进行了如下稳健性检验^①。第一，考虑异质性处理效应。本文使用 de Chaisemartin and D’Haultfoeuille (2020) 提出的 CD 分解方法诊断负权重问题，并使用 Borusyak et al. (2024) 提出的插补估计量重新进行估计。结果表明，异质性处理效应对基准回归结果影响有限。第二，采用 PSM-DID 方法。积极落实工资保障政策的城市与未落实工资保障政策的城市可能在城市特征上存在差异，而且，这两类城市的农民工在个体特征上也可能存在差异，本文使用最近邻 1 对 1 匹配方法逐年进行匹配，将各个年份的匹配数据合并成新的数据集重新进行回归，基准结论依然成立。第三，排除农民工流动地区选择的影响。删除在地方政府出台工资保障政策后流入并且居住年限不足 1 年的农民工样本后重新回归，结果依然稳健。第四，排除其他政策干扰。在工资保障政策实施过程中，国家新型城镇化综合试点政策的实施、最低工资标准的调整、劳动力市场规范程度的提升、营商环境评价工作的开展可能会干扰基准结果，控制这四方面政策的影响后，结果依然稳健。第五，安慰剂检验。本文进行随机设定处理组和处理时间的混合安慰剂检验，结果表明，基准回归没有受到不可观测因素的干扰。

五、进一步分析

(一) 作用机制分析

1. 改善工资支付的监管环境。处理好政府与市场的关系，有助于引导政府从直接干预转向加强市场监管、规范市场秩序（叶光亮等，2022）。政府所拥有的资源与精力具有稀缺性，降低政府在经济活动中的直接参与程度会使更多资源用于履行监管职能。同时，当退出市场参与者的角色后，地方政府能以更加公正的立场履行监管职责。基于此，本文使用 2015 年樊纲市场化指数中的“政府与市场关系”指标体现地区监管环境，以考察工资保障政策的实施在监管环境不同的地区对农民工收入不确定性的异质性影响。“政府与市场关系”指标的数值越大，表明市场在资源配置中的作用越大，政府对企业的干预程度越低，也意味着政府能更好地发挥监管职能，规范市场秩序，营造良好的监管环境。本文以 2015 年“政府与市场关系”指标的中位数为界，将样本城市划分为两组，并设定监管环境变量。如果某城市所在省份“政府与市场关系”指标大于中位数，则将该城市界定为强监管环境城市并

^①篇幅所限，稳健性检验具体内容详见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录一。

将监管环境变量赋值为 1，否则称为弱监管环境城市，变量赋值为 0。之后，将监管环境变量与工资保障政策实施变量的交互项加入回归方程，重新进行估计。由表 4（1）列结果可知，交互项系数显著为正，即工资保障政策实施降低农民工收入不确定性的作用在弱监管环境城市更明显。这说明，工资保障政策能发挥补位作用，改善地区工资支付的监管环境，进而稳定农民工收入。

表 4 作用机制检验的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
工资保障政策实施×监管环境	0.006** (0.002)					
工资保障政策实施×数字政府总分		0.004** (0.002)				
工资保障政策实施×在线服务得分			0.004** (0.002)			
工资保障政策实施×儒家文化				0.004** (0.002)		
工资保障政策实施×红色文化					0.005** (0.002)	
工资保障政策实施×宗族文化						0.004* (0.002)
工资保障政策实施	-0.006*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份×年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	613898	613898	613898	613898	613898	613898
调整 R ²	0.236	0.236	0.236	0.236	0.236	0.236

此外，推进数字政府建设能实现信息的全面采集和动态监测，降低监管成本并提高监管效率（孟元和杨蓉，2024）。对农民工群体来说，数字政府建设通过数字赋能欠薪治理与加班工资监管，能有效规范企业用工行为，遏制不合法用工现象（张明志等，2024）。为此，参考张明志等（2024）的研究，本文根据国脉电子政务网发布的城市政府网站绩效衡量数字政府水平，分别以数字政府总分和在线服务得分的中位数为界设定虚拟变量。若城市得分大于中位数，则将虚拟变量赋值为 1；小于等于中位数，则赋值为 0。之后，将相应的虚拟变量与工资保障政策实施变量的交互项加入回归方程，重新进行估计。由表 4（2）列和（3）列的结果可知，交互项系数显著为正，表明工资保障政策实施在数字政府建设相对滞后的城市具有更强的效果。这是因为，在数字政府建设相对滞后的城市，工资保障政策实施的边际作用更大，可通过构建完善的监控网络与欠薪预警系统，更大程度地提升地方政府的监管能力，进而更能降低农民工的收入不确定性，假说 H2 得到验证。

2.营造工资支付的诚信社会环境。诚信是企业重要的无形资产，在崇尚诚信的商业环境中，失信

的企业将受到社会排斥，而诚信的企业则能赢得社会信誉，获得持续发展的竞争优势。在儒家文化氛围浓厚的城市，企业普遍秉承“业无信不兴”的理念，认为任何欺瞒行为都将损害企业发展。而且，市场对企业通常具有较高的道德期许，这种期许会转化为强有力的外部约束（汤旭东等，2024）。红色文化蕴含的“克己奉公”“遵纪守法”等精神，对抑制企业不当行为具有显著影响（吴武清和洪振瀚，2024）。在红色文化影响下，企业管理者将奉献精神内化于心，会表现出更强的社会责任感，更加关注员工的福利与经济状况。而且，随着这种精神逐渐深入人心，企业会在外部压力下主动规避不当行为，自觉遵守法律法规（严若森等，2024），从而减少拖欠工资行为。宗族文化对维系社会稳定、促进资源协同利用具有重要影响（丁从明等，2024）。中国传统的宗族文化特别重视关系与声誉，各宗族都设有“规矩”，即要求成员遵守的道德规范，违反这些规范的成员将受到惩罚甚至被逐出宗族。在宗族文化浓厚的城市，这种道德规范具有更强的约束力，会与相对紧密的城市社会网络共同作用，使企业行为更易受到社会监督，促使企业更加注重诚信。

基于此，本文分别从儒家文化、红色文化和宗族文化三个维度，间接考察工资保障政策实施在营造诚信社会环境中的作用。在儒家文化的测度上，考虑到进士是儒家文化重要的传承者，某地的进士越多意味着该地的儒家文化底蕴越深厚，因此，本文根据上海古籍出版社1979年出版的《明清进士题名碑录索引》中记载的明清两朝进士籍贯信息与城市行政区划进行匹配，得到各城市的进士数量，以此度量儒家文化。在红色文化的测度上，本文依据高德地图和百度百科等相关资料，整理了具有代表性的城市红色博物馆数量，以此度量红色文化。在宗族文化的测度上，本文根据上海古籍出版社2009年出版的《中国家谱总目》整理得到各城市的族谱数据，将其除以1990年第四次人口普查的城市总人口数量，得到每万人拥有的族谱数量，以此度量宗族文化。本文分别以三个变量的中位数为界设定虚拟变量，如果大于中位数则将相应城市的虚拟变量赋值为1，将相应城市称为文化氛围相对浓厚的城市；小于等于中位数则赋值为0，将相应城市称为文化氛围相对薄弱的城市。之后，将虚拟变量与工资保障政策实施变量的交互项加入回归方程，重新进行估计。由表4（4）~（6）列结果可知，交互项系数显著为正，表明工资保障政策实施降低农民工收入不确定性的作用在儒家文化、红色文化和宗族文化氛围相对薄弱的城市更强。这些城市的诚信文化氛围较为薄弱，工资保障政策实施通过营造工资支付的诚信社会环境，更大程度地减少了企业的拖欠工资行为，降低了农民工的收入不确定性。这也说明，工资保障政策实施在营造诚信社会环境方面发挥了补位作用，假说H3得到验证。

（二）异质性分析

工资保障政策出台后，议价能力较强的农民工更能运用“退出一声张”机制（Freeman, 1976），要求雇主按时足额发放劳动报酬。因此，工资保障政策的实施更能降低议价能力较强的农民工的收入不确定性。本文分别从受教育年限、在流入地的居住年限和家庭规模三个维度进行考察。

1. 受教育年限。人力资本禀赋不足是制约农民工群体在劳动力市场上议价能力提升的关键因素。人力资本水平较高的农民工具具有更强的议价能力，在监管环境与诚信环境不断改善的情况下，能更有效地运用其知识技能优势，切实维护自身劳动权益（Li and Freeman, 2015；程名望和韦昕宇，2024）。本文根据农民工是否具有高中或以上学历设定受教育水平虚拟变量，如果农民工学历为高中或以上，

则将受教育水平虚拟变量赋值为 1，否则赋值为 0。然后，将工资保障政策实施变量与受教育水平变量的交互项加入回归方程，重新进行估计。由表 5（1）列结果可知，交互项系数显著为负，表明受教育水平较高的农民工更能借助工资保障政策避免工资被企业拖欠，其收入不确定性下降幅度更大。

表 5 对不同议价能力农民工影响的差异

变量	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
工资保障政策实施×受教育水平	-0.009***	0.002				
工资保障政策实施×居住年限			-0.004***	0.001		
工资保障政策实施×家庭规模					-0.003***	0.001
工资保障政策实施	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.002*	0.001
控制变量	已控制		已控制		已控制	
城市固定效应	已控制		已控制		已控制	
省份×年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值	613898		613898		613898	
调整 R ²	0.236		0.236		0.236	

2.居住年限。在城市人力资本外部性的作用下，农民工通过与不同技能水平劳动力的互动能够实现非认知能力的持续提升，从而更有可能在收入较高的现代服务业就业（魏东霞和陆铭，2021）。因此，在城市居住年限较长的农民工更能从人力资本的外部性中获益，实现非认知能力的充分积累，从而在劳动力市场中拥有更强的议价能力。本文以居住年限的中位数（3 年）为界，设定居住年限虚拟变量。如果农民工在城市的居住年限大于中位数，则将居住年限变量赋值为 1，否则赋值为 0。然后，将工资保障政策实施变量与居住年限虚拟变量的交互项加入回归方程，重新进行估计。由表 5（2）列结果可知，交互项系数显著为负，表明在城市居住年限较长的农民工更能借助工资保障政策的实施避免工资被企业拖欠，其收入不确定性下降幅度更大。

3.家庭规模。家庭规模可以在一定程度上体现家庭社会资本的充裕程度。较大规模的家庭往往拥有更丰富的社会网络资源，这种社会资本优势使农民工能够通过亲戚与朋友获取更广泛的就业信息和更优质的就业机会（李中建和袁璐璐，2017）。因此，家庭规模大的农民工能够凭借社会资本优势在劳动力市场中具有更强的议价能力。本文以家庭规模的中位数（3 人）为界，设定家庭规模虚拟变量。如果农民工的家庭规模大于中位数，则将家庭规模虚拟变量赋值为 1，否则赋值为 0。然后，将工资保障政策实施变量与家庭规模变量的交互项加入回归方程，重新进行估计。由表 5（3）列给出的结果可知，交互项系数显著为负，说明家庭规模大的农民工更能借助工资保障政策的实施避免工资被企业拖欠，其收入不确定性下降幅度更大。

需要说明的是，异质性分析结果并非否认工资保障政策在保护弱势群体方面的作用，而是由于农民工与本地居民相比在议价能力上处于弱势地位，企业容易凭借议价能力优势损害农民工的劳动权益。在工资保障政策实施后，农民工群体内部议价能力较强的个体能凭借人力资本和社会资本优势，更好地运用“退出一声张”机制维护自身的劳动权益，其工资被拖欠的可能性明显下降。

（三）拓展性分析：企业的应对策略

在地方政府积极响应并落实《治理拖欠工资意见》的各项规定进而强化农民工劳动权益保障的背景下，企业将采取怎样的应对策略？如果企业按照工资保障政策要求按时支付农民工工资会导致用工成本的上升，那么，企业会根据解雇成本的高低采用两种不同的应对策略。第一，当解雇成本较低时，企业会用更多的资本替代劳动力，如采用自动化设备替代那些从事常规和重复性工作的农民工。第二，当解雇成本较高时，企业虽然会按照工资保障政策的要求按时支付农民工工资，但可能会通过延长工作时间或降低工资水平等方式应对用工成本上升的压力。

在第一种策略下，企业雇用的农民工数量会减少，未就业的农民工数量会增加。根据 CMDS 中“您未工作的主要原因是什么？”这一问题，如果农民工对此进行回答，说明其处于未就业状态。本文以此设定“是否就业”变量，如果农民工处于就业状态，则将该变量赋值为 1，否则赋值为 0。回归结果^①表明，工资保障政策实施非但未减少农民工就业，反而显著促进了农民工就业。原因在于，工资保障政策的实施有效维护了农民工的劳动权益，缓解了农民工对付出劳动但无法获得收入的忧虑，原本未就业的农民工会更加积极主动地参与劳动力市场，农民工的整体就业状况得到改善。工资保障政策实施促进农民工就业的事实，不仅表明用工企业并未以减少农民工雇用量的策略应对工资保障政策的实施，也表明加强劳动权益保护有助于提高农民工的劳动力市场参与度，促进高质量充分就业。

在第二种策略下，由于解雇成本较高，企业会延长工作时间或降低工资收入以应对用工成本的上升。因此，本文考察工资保障政策实施对农民工工作强度和工资收入的影响。工作强度变量依据农民工的周工作时间设定，工资收入变量依据农民工月工资收入的对数值设定。由回归结果可知，工资保障政策实施对农民工的工作时间和工资收入未产生显著影响，说明企业并未采取延长工作时间或降低工资收入的方式调整用工成本。用工企业既没有采用减少农民工雇用量的策略，也没有采用延长工作时间或降低工资收入的策略，说明工资保障政策实施并未提升企业的用工成本。主要原因在于，与《劳动合同法》等劳动者权益保障制度的实施会提升企业的用工成本不同，工资保障政策的实施只是维护了农民工的正当劳动权益，不会使企业的用工成本明显增加。

六、结论与政策启示

在实现共同富裕的过程中，农民工是需要给予特别关注的群体。尽管劳动力由充裕到短缺的结构性转变促进了农民工工资收入的持续增长，但受户籍制度和人力资本等因素的限制，农民工劳动权益保障仍不充分，工资被拖欠现象时有发生。付出劳动但无法及时取得足额劳动报酬的状况表明农民工的收入存在较强的不确定性，这使农民工成为经济社会发展中的脆弱群体，制约了中等收入群体规模的扩大。因此，探讨如何更好地保障农民工的劳动权益、增强农民工收入稳定性具有重要现实意义。

与已有关注《劳动合同法》、最低工资标准和《社会保险法》等劳动者权益保障制度的研究相比，本文重点关注工资保障政策的实施效果。本文创新性地将政策扩散领域的研究思路引入政策评估领域，

^①篇幅所限，拓展性分析结果详见《中国农村经济》官网或中国知网本文附录二。

将工资保障政策的扩散过程视为准自然实验，在采用组内方差近似法测度农民工收入不确定性的基础上，通过双重差分方法考察工资保障政策实施对农民工收入不确定性的影响。研究表明，工资保障政策实施能降低农民工收入不确定性，其作用程度约为收入不确定性指标年均值变动的3.75%。与传统劳动保障制度依赖事后法律威慑的模式不同，工资保障政策的实施通过营造工资支付的诚信社会环境和改善工资支付的监管环境，形成了事前合规和事中审查相结合的创新治理模式，可以利用声誉和监管机制对企业施加“软约束”和“硬约束”，发挥稳定收入的作用。异质性分析结果表明，工资保障政策的稳定收入效应在高议价能力的农民工（受教育水平高、城市居住年限长和家庭规模大）群体中更明显。进一步分析发现，企业并未采取解雇、延长工作时间或降低工资收入的方式应对工资保障政策的实施，表明工资保障政策的实施不仅未提升企业的用工成本，而且提高了农民工的劳动力市场参与度，促进了农民工就业状况的改善。

本文的研究结论具有如下政策启示。第一，重视劳动权益保障在实现共同富裕中的作用，提高劳动权益保障政策的执行力度。工资保障政策是劳动者权益保障制度的重要组成部分，能有效治理拖欠农民工工资问题。因此，应将保障农民工劳动报酬按时足额发放作为首要任务，健全农民工工资增长和支付保障机制，确保工资能够按时足额发放到每一位农民工手中。应继续充实基层劳动监察力量，提高监察效率和质量，加大对损害农民工劳动权益用工行为的查处力度。第二，注重发挥以诚信为核心的“软约束”机制的作用，规范企业行为。应进一步完善社会信用体系建设，将企业工资支付行为纳入信用评价体系，并定期发布企业工资支付信用报告，增强信息透明度。对按时足额支付工资的企业，给予信用加分，并在政府采购、融资贷款、税收优惠等方面提供政策支持；对拖欠工资的企业，给予信用降级，并将其纳入失信企业“黑名单”，在参与招投标、享受优惠政策等方面予以限制。应充分利用传统媒体和新媒体平台，广泛宣传诚信经营的典型企业，曝光拖欠工资的违法行为，并鼓励公众通过举报热线、网络平台等渠道参与监督，形成全社会共同关注工资支付问题的良好氛围。第三，加大对议价能力较弱农民工群体的帮扶力度，提升工资保障政策的作用效果。应加大职业技能培训力度，提升农民工的人力资本水平；通过农业供给侧结构性改革、制造业降本减负以及服务业数字化转型等措施，提高劳动力需求，实现产业政策和就业政策的联动；构建高效、便捷的就业信息服务平台，为农民工提供精准、及时的就业信息和就业咨询服务，帮助其更好地了解市场需求和用工动态。要多管齐下，增强弱势农民工的议价能力，充分发挥工资保障政策在稳定农民工收入方面的积极作用。

参考文献

- 1.程名望、韦昕宇，2024：《合同约束力、劳动保护制度与农民工福祉——以上海市为例》，《管理世界》第3期，第147-161页。
- 2.丁从明、樊茜、刘自敏，2024：《传统宗族文化提升现代农业生产效率：效应与机理》，《中国农村经济》第8期，第88-106页。
- 3.杜鹏程、徐舒、吴明琴，2018：《劳动保护与农民工福利改善——基于新〈劳动合同法〉的视角》，《经济研究》第3期，第64-78页。

- 4.李梦娜、周云波、王梓印, 2023: 《数字经济能否缓解农民工相对贫困——基于城市规模视角》, 《中国农村经济》第9期, 第48-73页。
- 5.李中建、袁璐璐, 2017: 《务工距离对农民工就业质量的影响分析》, 《中国农村经济》第6期, 第70-83页。
- 6.刘斌、李浩然、刘媛媛, 2022: 《工资保障、压力传递与投资调整——治理农民工工资拖欠的跨行业证据》, 《会计研究》第6期, 第90-105页。
- 7.刘贯春、叶永卫、张军, 2021: 《社会保险缴费、企业流动性约束与稳就业——基于〈社会保险法〉实施的准自然实验》, 《中国工业经济》第5期, 第152-169页。
- 8.罗楚亮, 2004: 《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》, 《经济研究》第4期, 第100-106页。
- 9.孟元、杨蓉, 2024: 《大数据时代的政府治理: 数字政府与企业研发操纵》, 《世界经济》第1期, 第118-149页。
- 10.孙学涛、李明文、王振华、江金启, 2017: 《农民工工资性收入不确定性及其影响因素——基于CGSS数据的反事实因果分析》, 《湖南农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第10-16页。
- 11.汤旭东、王琳、宁博、李万利, 2024: 《君子取财有道: 儒家文化对企业避税的影响研究》, 《管理学报》第3期, 第445-453页。
- 12.王欢欢、胡冬敏、张际, 2022: 《最低工资制度、劳动合同期限与企业用工形式》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1125-1146页。
- 13.王俊豪, 2021: 《中国特色政府监管理论体系: 需求分析、构建导向与整体框架》, 《管理世界》第2期, 第148-164页。
- 14.王美艳, 2006: 《农民工工资拖欠状况研究——利用劳动力调查数据进行的实证分析》, 《中国农村观察》第6期, 第23-30页。
- 15.魏东霞、陆铭, 2021: 《早进城的回报: 农村移民的城市经历和就业表现》, 《经济研究》第12期, 第168-186页。
- 16.吴武清、洪振瀚, 2024: 《革命文化的时代价值: 来自长征精神抑制企业违规的证据》, 《世界经济》第3期, 第3-29页。
- 17.吴业苗, 2025: 《中国城镇化进程中的农民生活持续改善》, 《中国农村经济》第4期, 第3-19页。
- 18.严若森、张锦浩、周燃, 2024: 《红色文化与企业绿色创新——基于国家级烈士纪念设施地理位置数据的研究》, 《研究与发展管理》第2期, 第37-49页。
- 19.叶光亮、程龙、张晖, 2022: 《竞争政策强化及产业政策转型影响市场效率的机理研究——兼论有效市场与有为政府》, 《中国工业经济》第1期, 第74-92页。
- 20.尹志超、仇化、沙叶舟, 2022: 《互联网金融与收入波动: 来自中国家庭的证据》, 《管理科学学报》第9期, 第66-89页。
- 21.张明志、郇馥莹、史新杰、李实, 2024: 《数字政府建设对农民工就业质量的影响研究》, 《中国人口科学》第6期, 第40-58页。
- 22.张楠、黄梅银、罗亚、马宝君, 2023: 《全国政府网站内容数据中的知识发现: 从注意力分配到政策层级扩散》, 《管理科学学报》第5期, 第154-173页。

- 23.章政、祝丽丽、周雨, 2020: 《农民工权益保障的信用治理模式研究: 以农民工工资拖欠问题为例》, 《中国人力资源开发》第8期, 第96-106页。
- 24.周闯、郑旭刚、许文立, 2024: 《县域新型城镇化建设与农业转移人口就业质量》, 《世界经济》第4期, 第212-240页。
- 25.周京奎, 2011: 《收入不确定性、住宅权属选择与住宅特征需求——以家庭类型差异为视角的理论与实证分析》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1459-1498页。
- 26.Angerer, X., and P. Lam, 2009, "Income Risk and Portfolio Choice: An Empirical Study", *The Journal of Finance*, 64(2): 1037-1055.
- 27.Becker, G. S., 1968, "Crime and Punishment: An Economic Approach", *Journal of Political Economy*, 76(2): 169-217.
- 28.Blundell, R., L. Pistaferri, and I. Preston, 2008, "Consumption Inequality and Partial Insurance", *American Economic Review*, 98(5): 1887-1921.
- 29.Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, 2024, "Revisiting Event Study Designs: Robust and Efficient Estimation", *The Review of Economic Studies*, 91(6): 3253-3285.
- 30.Charness, G., and M. Sutter, 2012, "Groups Make Better Self-interested Decisions", *Journal of Economic Perspectives*, 26(3): 157-176.
- 31.de Chaisemartin, C., and X. D' Haultfoeuille, 2020, "Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
- 32.Freeman, R. B., 1976, "Individual Mobility and Union Voice in the Labor Market", *American Economic Review*, 66(2): 361-368.
- 33.Guiso, L., T. Jappelli, and D. Terlizzese, 1992, "Earning Uncertainty and Precautionary Saving", *Journal of Monetary Economics*, 30(2): 307-337.
- 34.Haider, S., 2002, "Earnings Instability and Earnings Inequality of Males in United States: 1967-1991", *Journal of Labor Economics*, 19(4): 799-836.
- 35.Hanappi, D., V. Ryser, L. Bernardi, and J. Goff, 2017, "Changes in Employment Uncertainty and the Fertility Intention-Realization Link: An Analysis Based on the Swiss Household Panel", *European Journal of Population*, Vol.33, 381-407.
- 36.Li, X., and R. B. Freeman, 2015, "How Does China's New Labour Contract Law Affect Floating Workers?", *British Journal of Industrial Relations*, 53(4): 711-735.
- 37.Roth, J., P. Sant'Anna, A. Bilinski, and J. Poe, 2023, "What's Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature", *Journal of Econometrics*, 235(2): 2218-2244.
- 38.Scholz, J., A. Seshadri, and S. Khitatrakun, 2006, "Are Americans Saving 'Optimally' for Retirement?", *Journal of Political Economy*, 114(4): 607-643.
- 39.Vignoli, D., S. Drefahl, and G. De Santis, 2012, "Whose Job Instability Affects the Likelihood of Becoming a Parent in Italy? A Tale of Two Partners", *Demographic Research*, 26(2): 41-62.

How Wage Protection Policies Stabilize Migrant Workers' Income

ZHENG Xugang ZHOU Chuang ZHANG Kangsi

(School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics;

Center for Labor Employment and Human Capital Development, Dongbei University of Finance and Economics)

Summary: Ensuring the payment of wages to migrant workers is not only crucial for people's well-being but also vital to achieving common prosperity. In the process of achieving common prosperity, migrant workers are a group that requires special attention. Although the structural shift from abundant to tightening labor supply has led to continuous growth in migrant workers' wage income, under the constraints of the household registration system and human capital, the protection of migrant workers' labor rights is insufficient, and wage arrears still occur frequently. To effectively safeguard the labor rights of migrant workers and prevent wage arrears by enterprises, the General Office of the State Council issued the Opinions on Comprehensively Addressing the Issue of Wage Arrears for Migrant Workers in January 2016, aiming to ensure that migrant workers' wages are paid in full and on time. The document proposes comprehensive governance measures to address wage payment issues for migrant workers, aiming to prevent and resolve wage arrears at the source and safeguard the legitimate rights and interests of migrant workers.

Using the policy diffusion of the General Office of the State Council's Opinions on Comprehensively Addressing Wage Arrears for Migrant Workers as a quasi-natural experiment, this paper evaluates the impact of wage protection policies on income uncertainty among migrant workers by employing data from the China Migrants Dynamic Survey (CMDS) and a difference-in-differences (DID) approach. The findings reveal that the wage protection policies effectively mitigate wage arrears by enterprises, significantly reducing income uncertainty for migrant workers. Unlike conventional labor protection systems that rely on ex-post legal deterrence, wage protection policies foster a credit-based social environment for wage payments and improve regulatory oversight, thereby strengthening ex-ante compliance and in-process supervision. These mechanisms leverage reputational and regulatory tools to curb wage arrears, ultimately reducing income uncertainty for migrant workers. Heterogeneity analysis indicates that the policy effect is more pronounced among migrant workers with higher education levels, longer urban residency, and larger family sizes. Further analysis demonstrates that firms do not resort to measures detrimental to migrant workers, such as dismissals, extended working hours, or wage reductions, in response to wage protection policies. Moreover, wage protection policies enhance migrant workers' labor market participation.

The main contributions of this paper are in the following aspects. First, it examines how wage protection policies, through strengthening ex-ante compliance and in-process monitoring mechanisms, contribute to stabilizing migrant workers' income, providing a new analytical framework for evaluating the economic effects of labor rights protection systems. Second, leveraging the policy implementation structure—central government planning and local government enforcement—it introduces the concept of policy diffusion into policy evaluation, thereby expanding the methodological framework for assessing policy effectiveness. Third, against the backdrop of wage arrears governance in labor compensation systems, it offers a new perspective for analyzing the causes of income uncertainty among workers. Fourth, it extends the concept of common prosperity from enhancing the income-generating capacity of low-income groups to stabilizing their income expectations, offering important insights into synergizing common prosperity with high-quality full employment.

Keywords: Common Prosperity; Wage Protection; Migrant Workers; Income Uncertainty

JEL Classification: J61; O15; R23

(责任编辑: 马太超)