

患寡亦患不均：双轨制基本养老保险与 农民工过度劳动*

卢文秀^{1,2} 吴方卫^{1,2}

摘要：本文以基本养老保险的双轨制特征为切入点，利用2014—2018年中国劳动力动态调查数据，考察不同养老保障水平对农民工过度劳动的影响。研究发现：农民工过度劳动属于预防性劳动供给行为，养老保障水平较低的农民工过度劳动、重度劳动的概率较大，超时劳动时间较长；养老保障水平较低的老年人再就业概率较大。异质性分析发现，双轨制基本养老保险对老一代、受雇、从事制造业和高工资水平的农民工过度劳动的影响更大。进一步分析表明：一方面，城乡居民基本养老保险稳定收入预期的作用有限，收入预期不稳定促使农民工过度劳动；另一方面，双轨制基本养老保险使外地农民工产生“局外人”心态，由此引发的预防性劳动供给动机致使其过度劳动。本文认为，应适度弥合两类基本养老保险的福利差距，充分发挥养老保障稳定农民工收入预期的作用，以缓解其过度劳动。

关键词：双轨制 基本养老保险 农民工 过度劳动

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告提出，中国式现代化是物质文明和精神文明相协调的现代化。伴随着工业化和城镇化进程的持续推进，中国农民工资性收入快速增长，物质基础不断夯实。1978年农村居民家庭人均劳动者报酬收入为88.26元，2021年农村居民人均工资性收入为7958.1元，除去价格因素增长了3倍多^①。然而，收入增长带来了农民工精神富有吗？高收入往往以高劳动供给为代价。根据《2016年全国农民工监测报告》数据^②，64.4%的农民工日从业时间超过8小时，其中，有84.4%的外出农民工周工作时间超过44小时。过度劳动的本质是劳动时间与自由时间的冲突，除维持劳动力再生产所需要

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“劳动禀赋时空异质性变化下我国种植业结构调整问题研究”(编号:71873082)的资助。本文通讯作者:吴方卫。

^①资料来源:《中国统计年鉴1999》《中国统计年鉴2022》。

^②资料来源:《2016年农民工监测调查报告》, https://www.gov.cn/xinwen/2017-04/28/content_5189509.htm#1。

的必要劳动时间外，人还应有满足精神需要和社会需要的自由时间^①。但如果劳动时间与自由时间的分配出现严重失调，自由时间将异化为保障劳动时间正常劳动的手段。正如恩格斯在《英国工人阶级状况》中指出，当工人经历长时间的高强度劳动后，他们的自由时间将被用于酗酒等消极活动^②。健康若不可保障，更罔谈精神富有。这也在不少研究中得到印证，农民工过度劳动不仅严重影响身心健康、工作表现和劳动生产率（王琼和叶静怡，2016），还会降低社会参与水平（祝仲坤，2020）。2022年，全国农民工总量已达2.96亿人，占当年城镇常住人口的32%^③。随着农民工群体日益扩大，研究农民工过度劳动的成因不仅关系到农民工的身心健康，也对提升其社会融入感、加快农民工市民化进程具有重要的现实意义。

农民工过度劳动现象何以存在？农民工过度劳动既受社会经济环境、技术进步、家庭特征、工作特征（董延芳等，2018；孙文凯和王格非，2020；张熠等，2021）和劳动力市场制度（郭凤鸣，2020）等外部因素的影响，也受个体特征内在因素的影响。劳动跨期替代理论认为，劳动者会在生命周期中工资最高的时期增加劳动供给，因此过度劳动可能受年龄影响，且存在代际差异。马克思认为，剩余价值的三个主要来源是延长工作日、提高劳动生产率和劳动强度，而延长工人工作时间是资本家索取剩余价值的主要手段^④。资本家对剩余价值的追求和劳动者生存需求交织，导致了过度劳动现象。工人只有通过高强度劳动才能勉强生存，甚至不得不把找到这样一种工作当作幸运^⑤。根据恰亚诺夫（1996）的观点，农民关注的是家庭消费需求是否得到满足，如果未满足的需求相当突出，农民便会不惜接受低水平的单位劳动报酬，提高劳动强度。对此，布若威（2008）指出，即使工人的基本雇用权利已得到保障和生存需求已得到满足的情况下，资本主义生产过程中工人的“超额游戏”现象^⑥依然普遍，并提出“制造同意”的劳动主体性理论。该理论认为，劳动者具有主体性和能动性，自愿为资本家提供剩余劳动。以上理论分析均暗含了一种农民工的“效益观”，即农民工过度劳动是为了获取更高收入而做出的主动选择（刘林平等，2010；杨青等，2021）。不能否认，部分农民工延长劳动时间的确与更高的收入预期有关。笔者根据2018年中国劳动力动态调查（China labor-force dynamics survey，简称CLDS）数据统计，在自愿加班的农民工中，以获取更高收入为主要目的的占65.99%，而在自愿加班的城镇户籍劳动力中，这一比例为35.09%。追根溯源，为什么农民工以增加收入为目的而自愿加班的比例远高于城镇户籍劳动力？为什么农民工延续了小农经济的“自我剥削”特性？所谓农民工“效益观”的深层次原因是什么？

^①马克思，1975：《资本论》第1卷，北京：人民出版社，第260页。

^②恩格斯，1956：《英国工人阶级状况》，北京：人民出版社，第145页。

^③资料来源：全国农民工总量数据来自《2022年农民工监测调查报告》，https://www.gov.cn/lianbo/2023-04/28/content_5753682.htm；城镇常住人口数据来自《中华人民共和国2022年国民经济和社会发展统计公报》，https://www.gov.cn/xinwen/2023-02/28/content_5743623.htm。

^④马克思，1975：《资本论》第1卷，北京：人民出版社，第263-271页。

^⑤马克思，2018：《1844年经济学哲学手稿》，北京：人民出版社，第16页。

^⑥“超额游戏”指工人设法超额完成配额的行为。

预防性劳动供给理论认为，如果未来收入预期不稳定，个人会增加劳动时间以规避不确定性风险（Low, 2005）。恩格斯在《英国工人阶级状况》中指出，大多数工人阶级是在那些对他们不利的场合工作，收入毫无保障，生存状况比中上等阶级糟糕很多^①。中上等阶级的收入会随工作经验的增加而增长直至退休，而农民工（工人阶级）的收入在青壮年达到顶峰，随后逐渐下降（侯曦，1983），因此相较于城镇户籍劳动力，农民工会因收入预期下降而过度劳动。现有文献也表明，因未来的不确定性，与有社会保障的居民相比，无社会保障的居民更倾向于储蓄，超时劳动的概率更大（Gormley et al., 2010）。在健康存在不确定性的情况下，农民工会增加劳动时间实现自我保险以应对健康风险冲击（王一兵，2009）。相反，养老保险可以放松行为人的预算约束，稳定或提高收入预期，降低劳动供给水平。养老保险能够在一定程度上缓解农村居民的养老压力（Huang and Zhang, 2021），提高农村老年人的收入水平，提升其主观福利，促进其做出退休决策（余靖雯等，2023），而养老金水平较低的群体更倾向于“退而不休”（黄炜等，2023）。可见，社会保障水平是影响农民工过度劳动的重要原因。

但从现实看，农民工往往被锁定在次要劳动力市场，与主要劳动力市场的劳动者相比，除工资率低、工作不稳定外，更大的短板在于社会保障缺位（Bosch and Campos-Vazquez, 2014），尤其是养老保障。自1995年推出职工养老保险改革试点以来，中国基本养老保险的覆盖范围不断扩大，由工薪劳动者逐渐扩展至全民。2009年开始试行新型农村社会养老保险（下文简称“新农保”），2011年开展城镇居民社会养老保险试点（下文简称“城居保”），到2012年已实现基本养老保险制度全覆盖。为增进公平性，弥合不同参保群体的福利差距，2014年新农保和城居保两项制度合并为城乡居民基本养老保险（下文简称“城乡保”）制度^②。2015年，国务院改革机关事业单位工作人员养老保险制度，解决了城镇职工基本养老保险制度不统一的突出矛盾^③。目前，中国基本养老保险制度主要包括城镇职工基本养老保险（下文简称“城职保”）制度^④和城乡保制度。虽然基本养老保险制度的不断改革在一定程度上缓解了由户籍制度造成的养老保障收益不公平，但劳动力市场分割引致的养老保险福利差距依然存在。不同群体面临不均等的参保机会、缴费义务和养老金给付水平，基本养老保险呈现“双轨制”特点，具体表现为两个方面。一是城职保“不可及”。两类基本养老保险制度参保机制不同，城职保虽然以劳动关系为参保条件，但一些用人单位却长期把以农民工为主体的各类非正规就业者排除在城职保体系之外（翁玉玲，2018；何文炯，2020），农民工只能退而求其次，选择回到户籍地参加城乡保。二是城乡保“待遇低”。两类基本养老保险待遇的计发方式不同，城乡保个人账户记账利

^①恩格斯，1956：《英国工人阶级状况》，北京：人民出版社，第137-160页。

^②参见《国务院关于建立统一的城乡居民基本养老保险制度的意见》（国发〔2014〕8号），https://www.gov.cn/zwggk/2014-02/26/content_2621907.htm。

^③参见《国务院关于机关事业单位工作人员养老保险制度改革的决定》（国发〔2015〕2号），https://www.gov.cn/zhengce/content/2015-01/14/content_9394.htm。

^④根据《中华人民共和国社会保险法》，职工应当参加基本养老保险，由用人单位和职工共同缴纳基本养老保险费（资料来源：https://www.gov.cn/flfg/2010-10/28/content_1732964.htm）。

率远低于城职保。前者保障水平显著低于后者，导致参加城乡保对于农民工养老问题的解决杯水车薪。

基本养老保险的“双轨制”特点，使得参加不同类型养老保险的农民工养老保障水平存在较大差距，较低的养老保障水平对稳定农民工收入预期的作用十分有限，因而养老保障水平较低的农民工倾向于增加劳动时间、提高收支剩余以应对不确定性。因此，是否参加养老保险以及参加何种类型的养老保险对农民工的劳动供给效应可能存在差异。基于此，本文立足于基本养老保险“双轨制”造成农民工参保机会和养老保障水平存在较大差距的特征事实，从收入预期视角分析双轨制基本养老保险对农民工过度劳动的影响，尝试以“养老保障水平—收入预期—过度劳动”的逻辑思路阐释农民工的“效益观”。本文研究有三个边际贡献。第一，以两类基本养老保险的福利差距为切入点，衡量不同养老保障水平对农民工过度劳动的差异化影响。而现有研究多采用是否参加医疗保险或养老保险这种简单的二分法来评估社会保险政策对劳动供给决策的影响。第二，将过度劳动分为时间维度和年龄维度两个层面。而已有研究聚焦于法定退休年龄内的农民工工作时长，忽视了老年群体再就业现象。第三，构建“养老保障水平—收入预期—过度劳动”的逻辑框架阐释农民工的“效益观”。现有文献多将农民工过度劳动行为简单归结为农民工的“效益观”，并未探讨这种“效益观”形成的深层次原因。养老保障水平不同将导致农民工收入预期不同，收入预期差异引致经济行为差异，本文研究以此解释农民工的过度劳动现象，是对现有研究的有益拓展。

二、特征事实与理论分析

（一）特征事实

基本养老保险制度建立初期具有明显的职业隔离、身份差异和利益分割特征。随着基本养老保险制度的不断改革，参保者的身份分割逐渐整合：农民工被纳入企业职工身份范畴，农村居民和城镇居民合并为城乡居民。诚然，基于“居民”和“职工”两个核心身份设立的基本养老保险制度具备一定的合理性和优势，有效促进了基本养老保险制度全覆盖。但两类制度的运行规则并不一致，参保机制、政府补贴水平和待遇计发方式存在很大差异（郑功成，2020；贾晗睿等，2021）。无论是养老金替代率还是相对保障水平，城职保都远高于城乡保（王亚柯等，2013）。基本养老金待遇水平的制度差异、区域差异、群体差异显著（Fang and Feng, 2018），其中制度差异是城镇居民和农村居民养老金收入差距扩大的主要贡献因素，贡献度接近 80%（贾晗睿等，2021）。基本养老保险的双轨制特点使农民工面临养老保障“寡”与“不均”的双重困境，突出表现在三个方面，即城乡保保障水平低、城职保参保机会不均等和两类养老保险待遇不均等。

1. “寡”：城乡保保障水平低。基本养老保险制度在保障和改善民生、调节收入分配、促进共同富裕方面发挥了重要作用。2021 年，全国城乡保参保人数已达 5.48 亿人，城职保参保人数约为 4.81 亿人^①，已实现基本养老保险制度全覆盖。但是，城乡保保障水平低，“保基本”作用仍待进一步发

^①资料来源：《2021 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-06/07/content_5694419.htm。

挥。根据表 1，2010 年以来，城乡保人均养老金逐年上涨，由人均 700 元/年增加至 2021 年的 2291 元/年，但与城职保人均养老金仍存在较大差距。重要的是，城乡保并未兜牢“保基本”的底线。借鉴黄丽（2015）的思路，本文采取两种方法简单测算城乡保的养老金替代率。表 1 显示，2010 年以来，两种方法测算的养老金替代率指标均未超过 50%，也就是说，城乡保人均养老金还不足农村家庭人均食品支出和 20%低收入组家庭人均可支配收入的 1/2，明显低于高程玉和王亚柯（2022）测算的 50%~65%的城职保养老金替代率。这意味着，城乡保的待遇水平远不足以支撑退休农民工维持基本生活，农民工养老保险待遇“寡”的问题突出。

表 1 两类基本养老保险人均养老金情况对比

年份 (年)	城职保人均养 老金(元/年)	城乡保人均养 老金(元/年)	农村家庭人均食品 支出(元/年)	20%低收入组家庭人均 可支配收入(元/年)	替代率 1 (%)	替代率 2 (%)
2010	16741	700	1801	1870	39	37
2011	18700	659	2107	2001	31	33
2012	20900	859	2324	2316	37	37
2013	22970	955	2554	2878	37	33
2014	25316	1066	2814	2768	39	39
2015	28236	1464	3048	3086	48	47
2016	34699	1408	3266	3007	43	47
2017	34512	1521	3415	3302	45	46
2018	37842	1828	3646	3666	50	50
2019	39989	1943	3998	4263	49	46
2020	40198	2088	4479	4682	47	45
2021	42929	2291	5200	4856	44	47

注：替代率 1=城乡保人均养老金/农村家庭人均食品支出×100%；替代率 2=城乡保人均养老金/20%低收入组家庭人均可支配收入×100%。

资料来源：《中国统计年鉴》（2011—2022 年，历年）。

2. “不均”：参保机会不均等、保障水平有差距。第一，城职保参保机会不均等。按照城职保制度设计，用人单位有为农民工缴纳社会保险的义务。该义务履行是以建立劳动关系为前提，与用人单位确立劳动关系的正规就业者强制参保，而非正规就业者或灵活就业人员则自愿参保。因此，以强制性缴费为基础的城职保参保形式降低了用人单位与农民工签订劳动合同的意愿，增加了非正式用工^①。与此同时，囿于自身人力资本水平和劳动力市场分割等因素，农民工大多依靠社会网络关系进入次要劳动力市场，组成庞大的非正规就业群体，游离于国家劳动法规和社会保障制度的保护之外（翁玉玲，2018）。非正规就业的农民工劳动强度大、工作条件差，养老保险等福利待遇与城镇籍劳动者存在明显差距（张广胜和王若男，2023；章莉等，2023）。农民工群体中，参加城职保的仅占 13.9%；受雇

^①资料来源：《2019 年世界发展报告》，<https://documents1.worldbank.org/curated/en/920551538153132300/pdf/WDR-2019-CHINESE.pdf>。

农民工中，与用人单位签订劳动合同的仅占 34.9%，其中参加城职保的占比为 42.8%^①。这表明，农民工中不仅存在大量未签订劳动合同的个体，还存在大量即使已签订劳动合同但用人单位并未按照相关规定为其缴纳城职保保费的个体。农民工同样面临养老风险，以农民工为主体的非正规就业者被长期排斥在保障水平较高的城职保之外，只能自愿选择参加城乡保；或选择参加城职保，但保费全部由个人承担。这说明农民工参加城职保存在机会不均等现象。第二，两类基本养老保险待遇不均等，保障水平差距较大。从总量看，以 2021 年为例：城职保养老金领取人数为 1.32 亿人，城乡保养老金领取人数为 1.62 亿人；城职保养老金人均领取金额为 42929 元/年，城乡保人均养老金领取金额仅为 2291 元/年，前者是后者的近 20 倍。从计息方式看，城乡保个人账户记账利率远低于城职保。城职保个人账户记账利率由国家统一公布，2022 年为 6.12%^②；城乡保个人账户记账利率由各地公布，例如 2019 年浙江省城乡保个人账户记账利率为 3.79%^③，2022 年广东省城乡保个人账户记账利率为 2.30%^④。从个人养老金领取金额看，以浙江省为例：以 2022 年浙江省全口径城镇单位就业人员月平均工资 7437 元为缴费基数，计算得到职工养老金领取金额为每月 1886 元^⑤；而按最高档次缴纳城乡保的个人养老金领取金额为每月 773.53 元^⑥，仅为职工养老金领取金额的 41%。若考虑个人账户记账利率差距、

^①资料来源：笔者根据 2014—2018 年 CLDS 数据整理计算所得。

^②参见《关于确定 2022 年职工养老保险个人账户记账利率等参数的通知》（人社厅发〔2022〕34 号），<https://www.163.com/dy/article/I22DRH0C05562L0Q.html>。

^③资料来源：《2019 年我省城乡居民基本养老保险记账利率发布》，http://www.hzxxh.gov.cn/art/2020/1/21/art_1365368_41780882.html。

^④参见《关于 2022 年度广东省城乡居民基本养老保险个人账户记账利率的通知》，hrss.gd.gov.cn/zwgk/xxgkml/bmwj/qtwj/s/bz/content/post_3991954.html。

^⑤2022 年浙江省公布的全口径城镇单位就业人员月平均工资为 7437 元（资料来源：《〈浙江省人力资源和社会保障厅 浙江省财政厅 浙江省统计局 浙江省医疗保障局 国家税务总局浙江省税务局关于公布 2022 年社会保险有关基数的通知〉政策解读》，https://rlsbt.zj.gov.cn/art/2022/12/1/art_1229101513_2449220.html）。假设一个职工的缴费基数为 7437 元，个人费率为 8%，历年缴费指数平均值为 1，缴费年限为 15 年。根据退休养老金=退休上年度在岗职工月平均工资×（1+本人历年缴费指数平均值）/2×缴费年限×1%+本人缴费基数×8%×12×15/139，可粗略计算得出其退休养老金为每月 1886 元。需要说明的是，该值未包含个人账户利息，且假定在岗职工月平均工资和缴费基数不变，该值小于实际值。

^⑥浙江省人社厅公布，2022 年城乡保缴费档次标准分为 300 元、500 元、800 元、1000 元、1500 元、2000 元、3000 元、5000 元八个档次，其中 5000 元档的政府补贴为 500 元（资料来源：《关于公开征求〈浙江省人力资源和社会保障厅 浙江省财政厅关于完善城乡居民基本养老保险有关政策的通知〉意见的公告》，http://rlsbt.zj.gov.cn/art/2021/9/28/art_1229116948_58926666.html）。城乡保基础养老金标准为每月 180 元（资料来源：《〈调整 2021 年城乡居民基本养老保险基础养老金标准的通知〉的政策解读》，www.hangzhou.gov.cn/art/2021/12/24/art_1229063385_1807819.html）。按最高档次缴费 5000 元计算，根据退休养老金=基础养老金+（年缴费标准+政府补贴）×15/139，可粗略计算退休养老金为每月 773.53 元。需说明的是，该值未包含个人账户利息。

在岗职工平均工资以及本人缴费工资基数的上升，两类基本养老保险的保障水平差距将会更大。从上述分析看，即使在惠民政策走在前列的发达省份浙江省，按照最高档次缴费，农民工养老金领取金额与普通职工仍然存在较大差距，遑论其他。

3. “寡”与“不均”引致的过度劳动。基于农民工养老保障待遇“寡”与“不均”的特征事实，养老保障水平不同的农民工对未来收入预期不同，过度劳动状况也存在明显差异。对于未参保的农民工，他们面临不工作就没有收入的处境，因而倾向于将劳动强度提高到身体许可的边际水平，以最大化当下总收益；对于参加城乡保的农民工，尽管年老时可以获得稳定的养老金收入，但根据前文计算，即使按照最高档次缴费，每月养老金收入也不过数百元，稳定收入预期的作用有限，从而他们会选择过度劳动以获取更高收入。因此，未参保和参加城乡保的农民工过度劳动比例均高于参加城职保的农民工。如图 1 所示，与参加城乡保和未参保的农民工相比，参加城职保的农民工每周工作时间分布左移。在参加城职保的农民工中，每周工作时间小于 50 小时的数量明显更多，说明参加城职保的农民工过度劳动状况较轻。

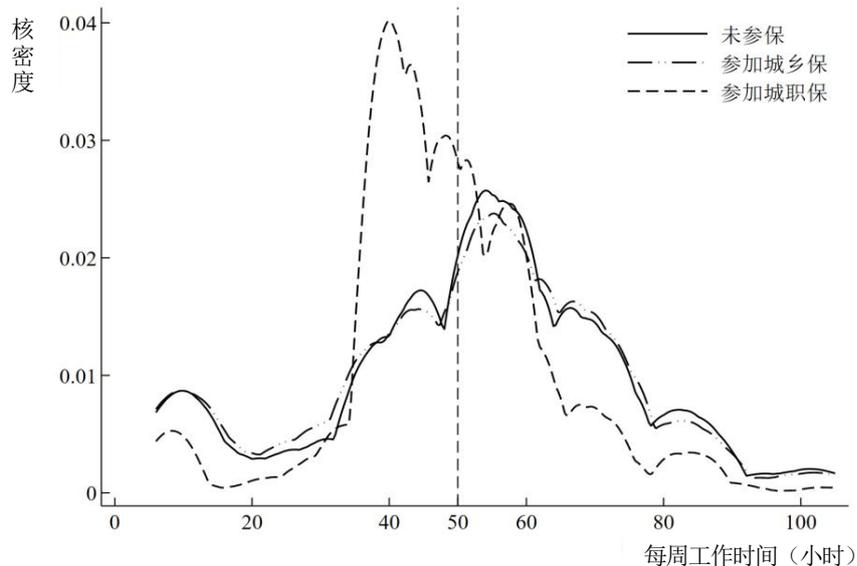


图 1 不同参保类型农民工每周工作时间的核密度估计

过度劳动状况在不同群体间存在明显差异（见表 2）。首先，相比城镇职工，农民工过度劳动状况更突出。农民工周工作时间均值为 51.21 小时，远大于城镇职工；农民工过度劳动和重度劳动的比例分别为 51.97%和 26.61%，均超过城镇职工的 21.35%和 9.08%。其次，相比本地农民工，外地农民工过度劳动状况更严重。外地农民工平均周工作时间为 54.64 小时，过度劳动和重度劳动的比例分别为 54.96%和 32.36%，均高于本地农民工。最后，养老保障水平不同的农民工过度劳动状况存在较大差异。未参保农民工周工作时间为 52.54 小时，参加城乡保的农民工的周工作时间为 51.60 小时，均大于参加城职保的农民工。未参保和参加城乡保的农民工过度劳动的比例分别为 56.37%和 55.12%，远大于参加城职保农民工的 35.65%。未参保和参加城乡保的农民工重度劳动的比例也远大于参加城职保的农民工。值得注意的是，未参保和参加城乡保的农民工过度劳动状况差异不大，说明城乡保稳定收

入预期的作用有限。

表 2 不同群体过度劳动状况比较

	户籍类型		本外地之分 ^a		参保类型		
	城镇职工	农民工	本地农民工	外地农民工	未参保	城乡保	城职保
周工作时间(小时)	43.69	51.21	50.84	54.64	52.54	51.60	48.47
过度劳动比例(%)	21.35	51.97	52.54	54.96	56.37	55.12	35.65
重度劳动比例(%)	9.08	26.61	27.91	32.36	31.08	31.52	13.82

注：a 根据国家统计局的统计口径，本文将在户籍所在乡镇地域以外从业的农民工定义为外地农民工，否则为本地农民工。

资料来源：笔者根据 2014—2018 年 CLDS 数据整理计算所得。

(二) 理论分析

社会保障的根本目的是使社会成员对基本生活有稳定的预期，以实现社会和谐稳定。但基本养老保险制度的“双轨制”特点使农民工面临养老保障“寡”与“不均”的双重困境，较低的养老保障水平稳定收入预期的作用有限。而收入预期不稳定或收入预期不足会导致农民工过度劳动、最大化收支剩余以规避不确定性风险。根据劳动供给理论，劳动供给行为实际上是劳动者对时间资源的分配，通过选择劳动或闲暇以最大化自身效用。当劳动与闲暇的收入效应大于替代效应时，劳动时间与工资率成反比；反之，劳动时间与工资率成正比。因此，经典的劳动供给曲线是向后弯曲的。对于农民工而言，由于无法突破以低工资率为特征的次要劳动市场（董延芳等，2018），劳动供给曲线的下半段更能解释农民工劳动时间与工资率的关系，即随着工资率的提高，农民工倾向于增加劳动供给。而且以“低技能门槛、保障低、工资低”为主要特征的非正规就业是农民工的主要就业形态，大多数农民工是低收入者，其效用函数可视为典型的凯恩斯消费函数（李永宁和吴练达，2008）。低收入叠加低水平养老保障，导致农民工收入预期不足。为了保障或者提高消费水平，他们不得不在青壮年时期过度劳动以获取收入，用于年老后消费，实现生命周期内的消费平滑。

基于此，本文构建一个农民工劳动供给行为理论模型，以刻画双轨制基本养老保险对农民工过度劳动的影响。假设一个两期经济，代表性行为人为农民工，每一期都获得 1 单位的劳动禀赋，效用函数 U 的表达式如下：

$$U(c_1, c_2, l_1, l_2) = u(c_1, l_1) + \beta u(c_2, l_2) \quad (1)$$

(1) 式中： β 为效用贴现因子， $0 < \beta < 1$ ； c_i 和 l_i 分别为第 i 期的消费和闲暇时间， $c_i > 0$ ， $0 < l_i < 1$ ， $i=1, 2$ 。假设农民工当期工资水平是 w_1 ，第二期工资水平为 w_2 ， φ 为农民工参加养老保险所需承担的成本， $\varphi \geq 0$ 。另外，根据前述分析，若农民工参加不同类型的养老保险，年老时获得的养老金收入存在较大差距。因此，假设参加城职保的农民工在年老时获得的养老金收入为 $G(\varphi)$ ，参加城乡保或未参保的农民工在年老时获得的养老金收入为 $\alpha G(\varphi)$ 。其中， $0 \leq \alpha < 1$ ， α 越大表示两类基本养老保险的福利差距越小，当 $\alpha = 0$ 时，表示未参保。假设 s 为储蓄率， r 为利息率， $0 < s < 1$ ， $r > 0$ ，农民工面临的预算约束如下：

$$c_1 \leq w_1(1-l_1)(1-s) - \varphi \quad (2)$$

$$c_2 \leq w_2(1-l_2) + (1+r)sw_1 + \alpha G(\varphi) \quad (3)$$

农民工面临的效用最大化决策问题为：

$$\max_{l_1, l_2, s} U(c_1, c_2, l_1, l_2) = u(c_1, l_1) + \beta u(c_2, l_2) \quad (4)$$

$$s.t. c_1 + c_2 = w_1(1-l_1)(1-s) - \varphi + w_2(1-l_2) + (1+r)sw_1 + \alpha G(\varphi)$$

对上述问题求解一阶条件，并整理可得：

$$l_1 = 1 + \frac{w_2}{w_1} \frac{1-l_2}{1-s} + \frac{(1+r)s}{1-s} + \frac{\alpha G(\varphi)}{w_1(1-s)} - \frac{c_1 + c_2}{w_1(1-s)} - \frac{\varphi}{w_1(1-s)} \quad (5)$$

根据（5）式可知：第一， $\partial l_1 / \partial \alpha > 0$ ，即闲暇与福利差距系数 α 正相关，意味着与参加城职保的农民工相比，保障水平差距越大的农民工将减少闲暇，增加劳动供给；第二， $\partial l_1 / \partial (w_2/w_1) > 0$ ，即未来工资与当前工资的比值越大，闲暇越多，意味着当农民工预期未来工资下降（甚至可能没有工资收入）时，将增加劳动供给，即农民工存在预防性劳动供给行为。由此，本文提出研究假说 H1。

H1：养老保障水平不同的农民工，过度劳动状况存在差异，养老保障水平较低的农民工倾向于过度劳动。

根据特征事实，农民工过度劳动存在明显的本外地之分，即外地农民工平均周工作时间、过度劳动和重度劳动的比例明显高于本地农民工。那么，是否存在其他因素进一步影响外地农民工的过度劳动行为？过度劳动的形成既受制度设计、经济条件等外部因素的影响，也受个体心理等内在因素的影响（石建忠，2019），心理层面的社会融入感能有效缓解农民工过度劳动（李勇辉等，2022）。孙文凯和王格非（2020）的研究也表明，流动人口本地身份认同促使其模仿流入地居民生活方式、适应当地习俗以及减少未来继续流动可能，有效减少了过度劳动时间。对于外地农民工而言，城市社会福利体系对农民工的排斥就像一道“隐形户籍墙”，降低了外地农民工的社会融入感，造成他们普遍的自我身份认定——城市的“局外人”（刘传江和程建林，2009）。面对城职保的“不可及”和两类基本养老保险的待遇差距，大多数农民工选择“默认”，并把在城市打工当作权宜之计。正是由于这种“局外人”心态，外地农民工预期年老后会回到家乡，收入下降、工作机会减少的风险增大。因此，外地农民工更倾向于减少人力资本投资，增加劳动时间，以获取高回报为返乡或继续流动做准备（Kahanec and Shields, 2013）。简单说，双轨制基本养老保险导致的福利差距，会降低外地农民工的社会融入感，使其产生“局外人”心态，引发外地农民工的预防性劳动供给动机，从而产生过度劳动行为。据此，本文进一步提出研究假说 H2。

H2：较低的养老保障水平会降低外地农民工的社会融入感，致使其过度劳动。

三、实证研究设计

（一）数据来源与处理

本文所使用数据是由2014年、2016年和2018年CLDS数据组成的混合截面数据。采用该数据的主要原因是：一是该数据聚焦于中国劳动力的现状与变迁，内容主要涉及劳动力基本信息、就业情况、基本公共服务和社会参与等研究议题，可以满足本文研究需求；二是该数据包括详细的劳动力基本养老保险参保类型，可用于比较不同养老保障水平的农民工过度劳动状况；三是该数据样本覆盖中国29个省份（除港澳台、西藏、海南外），调查对象既包括样本户中15~64岁的全部劳动力，又包括65岁及以上目前有工作的劳动力，可以支撑本文分析年龄维度的农民工过度劳动问题。

本文对数据进行如下处理：第一，仅保留处于在职状态且雇用类型为受雇和自雇的农业户籍劳动力；第二，剔除同时参加城职保和城乡保的样本^①；第三，对所有连续变量进行上下1%缩尾处理，以消除极端值的影响。剔除主要变量存在缺失值的样本后，本文最终获得8550个观测值。

（二）模型设定

为了估计双轨制基本养老保险对农民工过度劳动的差异化影响，本文构建如下基准回归模型：

$$overwork_i = \alpha_0 + \beta_1 type_{1i} + \beta_2 type_{2i} + \gamma_0 X_i + \delta_p + \sigma_t + \varepsilon_i \quad (6)$$

（6）式中： $overwork_i$ 表示农民工过度劳动、重度劳动、过度劳动程度和退休后再就业； $type_{1i}$ 表示未参加养老保险， $type_{2i}$ 表示参加城乡保； X_i 表示控制变量，主要包括农民工个体特征、职业特征和家庭特征； δ_p 和 σ_t 分别表示省份虚拟变量和年份虚拟变量； ε_i 为随机误差项。

β_1 和 β_2 为本文主要关注的系数，反映的是：相比参加城职保的农民工，未参保和参加城乡保的农民工过度劳动、重度劳动、退休后再就业的概率变化和过度劳动程度的变化。当被解释变量为“过度劳动”“重度劳动”“退休后再就业”二值变量时，对（6）式采用Logit模型估计；当被解释变量为“过度劳动程度”时，因存在零值左截取的特征，对（6）式采用Tobit模型估计。需要说明的是，当被解释变量为“退休后再就业”时，对于没有就业的个体，由于观测不到其职业特征，因此相应回归中控制变量仅包括个体特征、家庭特征、省份特征和时间效应。

为进一步分析双轨制基本养老保险对外地农民工过度劳动的影响机制，本文引入外地农民工分别与未参保、参加城乡保的交互项，考察双轨制基本养老保险能否通过影响外地农民工的社会融入感进而影响其过度劳动。借鉴Baron and Kenny（1986）提出的中介效应分析方法，本文构建如下模型：

$$soint_i = \alpha_1 + \beta_3 type_{1i} \times out_i + \beta_4 type_{2i} \times out_i + \gamma_1 X_i + \delta_p + \sigma_t + \varepsilon_i \quad (7)$$

^①城乡保是2014年由新农保和城居保合并而成的，参保群体是不属于城职保制度覆盖范围、年满16周岁（不含在校学生）的城乡居民，因此不应存在同时参加城乡保和城职保的个体。需要说明的是，由于CLDS问卷中关于养老保险的参保类型分别设置了“是否参加新农保”和“是否参加城乡保”两个问题，因此本文把回答参加城乡保和新农保的个体均视为已参加城乡保。

$$overwork_i = \alpha_2 + \beta_3 type_{1i} \times out_i + \beta_6 type_{2i} \times out_i + \theta soint_i + \gamma_2 X_i + \delta_p + \sigma_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

(7) 式中, $soint_i$ 表示农民工社会融入感。目前测量主观感受一般采用自陈量表, 即受访者对自己生活状态的主观评价。本文借鉴张抗私等 (2016) 的做法, 并结合 CLDS 调查问卷的设计, 测量农民工社会融入感。本文将 CLDS 数据中涉及社会参与的“与邻里的熟悉程度”“对邻里的信任程度”“与邻里互助频次”, 涉及主观幸福感的“生活幸福感”“生活满意度”“经济满意度”, 以及涉及公平感的“生活水平与努力程度相比是否公平”七项得分相加, 再将总得分划分为 0~4 分五个层次, 得分越高, 农民工社会融入感越强。 out_i 表示是否外地农民工 (是=1, 否=0)。(7) 式中, β_3 和 β_4 分别表示未参保和参加城乡保对外地农民工社会融入感的影响。由于社会融入感为离散有序变量, 因而本文采用有序 Probit 模型估计 (7) 式。(8) 式中, β_5 和 β_6 分别表示未参保和参加城乡保对外地农民工过度劳动的影响。当被解释变量为过度劳动和重度劳动时, 采用 Logit 模型估计; 当被解释变量为过度劳动程度时, 采用 Tobit 模型估计。其他变量设定与 (6) 式相同。

(三) 变量设置

1. 被解释变量。被解释变量为农民工过度劳动, 本文分别从时间维度和年龄维度展开分析。从时间维度看, 过度劳动的衡量方法有三种。一是以农民工是否过度劳动来衡量。《中华人民共和国劳动法》(下文简称《劳动法》) 规定: 劳动者日工作时间不超过 8 小时, 平均周工作时间不超过 44 小时且每周至少休息 1 天; 由于生产经营需要, 可延长工作时间每日不超过 1 小时; 因特殊需要, 可延长工作时间每日不超过 3 小时。结合已有研究对过度劳动的界定 (李勇辉等, 2022; 石建忠, 2019), 本文以周工作时间超过 50 小时^①作为过度劳动的衡量标准。若周工作时间超过 50 小时, 则过度劳动变量赋值为 1, 否则为 0。二是以农民工是否重度劳动来衡量。结合《劳动法》中每日延长工作时间不超过 3 小时的规定, 本文将“每周休息 1 天, 每天工作时间延长 3 小时”定义为重度劳动。若农民工周工作时间超过 62 小时^②, 则视为重度劳动, 变量赋值为 1, 否则为 0。三是以农民工过度劳动程度来衡量, 以 50 小时为基准, 若周工作时间超过 50 小时, 则过度劳动程度为“周工作时间-50”, 若工作时间不足或等于 50 小时, 则过度劳动程度为 0。从年龄维度看, 以超过退休年龄的劳动者是否再就业来衡量过度劳动。本文把样本限定在年龄大于 55 岁的女性农民工和年龄大于 60 岁的男性农民工, 若农民工受访前一年有就业则视为过度劳动, 退休后再就业变量赋值为 1, 否则为 0。

2. 核心解释变量。为了衡量不同养老保障水平的农民工过度劳动状况, 本文将农民工按照是否参保和参保类型分为三类: 未参加任何养老保险、参加城乡保和参加城职保^③。若农民工未参保, 未参保变量赋值为 1, 否则为 0; 若农民工参加城乡保, 参加城乡保变量赋值为 1, 否则为 0; 若农民工参加城职保, 参加城职保变量赋值为 1, 否则为 0。本文将参加城职保作为参照组, 以未参保和参加城乡

^①假定在周工作时间 44 小时的基础上, 每周工作 6 天, 每日延长工作时间 1 小时, 可得 50 小时计算公式: $44+1 \times 6=50$ 。

^②假定在周工作时间 44 小时的基础上, 每周工作 6 天, 每日延长工作时间 3 小时, 可得 62 小时的计算公式: $44+3 \times 6=62$ 。

^③受数据限制, 本文无法获取参加不同类型养老保险农民工的具体养老保险缴纳金额、领取金额等数据, 因此把农民工按照参保类型分为三类, 通过比较组间差异衡量不同养老保障水平的农民工过度劳动状况。

保为核心解释变量。

3.控制变量。首先，本文控制农民工个体特征变量。个体特征变量包括：受访者年龄、年龄平方、性别（男性=1，女性=0）、受教育年限（未上过学=0，小学=6，初中=9，高中、高职或中专=12，大专=15，本科=16，硕士=19）、婚姻状态（已婚=1，未婚=0^①）以及小时工资（对数）。其次，控制农民工职业特征变量。这是因为不同行业、职业和单位性质的农民工所处的工作环境不同，过度劳动状况可能存在差别。农民工职业特征变量主要包括受访者单位性质、行业类型、就业合同类型、是否参加工会。其中，单位性质包括国企事业单位、私营企业、外资企业和个体自营四类；行业类型分为农业相关、制造业及相关、服务业及相关；就业合同类型包括未签订合同、短期合同、永久合同^②。最后，本文进一步控制家庭特征变量，包括劳动力负担比和家庭消费支出（对数）。根据恰亚诺夫的劳动—消费均衡理论，决定劳动者的自我开发程度的一个重要因素是家庭消费需求对劳动者的压力（恰亚诺夫，1996）。参考恰亚诺夫采用家庭消费者人数与劳动者人数之比来度量家庭消费需求压力的做法，本文采用（家庭总人数—劳动力数）/劳动力数来衡量劳动力负担比。此外，考虑到农民工劳动供给的地区差异和时间差异，本文将省份虚拟变量和年份虚拟变量加入模型。

（四）主要变量的描述性统计

农民工是否参加城职保在很大程度上取决于雇用类型（受雇与自雇）和劳动合同签订情况。因此，表3分类汇报了主要变量的描述性统计结果。

表3 主要变量的描述性统计

变量		全样本		签订合同	未签订合同	受雇	自雇
		均值	标准差	均值	均值	均值	均值
被解释变量	过度劳动	0.530	0.499	0.431***	0.564	0.522***	0.561
	重度劳动	0.288	0.453	0.184***	0.323	0.268***	0.352
	过度劳动程度	8.939	12.25	6.128***	9.873	8.220***	11.19
	退休后再就业	0.283	0.450	—	—	—	—
核心解释变量	参加城职保	0.139	0.346	0.428***	0.043	0.191***	0.012
	参加城乡保	0.364	0.481	0.221***	0.411	0.326***	0.448
	未参保	0.497	0.500	0.351***	0.546	0.483***	0.540
控制变量	年龄	40.42	12.21	37.11***	41.52	39.19***	42.89
	年龄平方	1783	1027	1499***	1877	1690***	1960
	性别	0.595	0.491	0.564***	0.605	0.564***	0.665
	受教育年限	9.061	3.322	10.60***	8.549	9.371***	8.395

^①CLDS 问卷中，关于婚姻状况的选项有6个，分别是未婚、初婚、再婚、离异、丧偶和同居，本文将后5种情况视为已婚。若受访者婚姻状况属于后5种情况，婚姻状态变量赋值为1，否则为0。

^②国企事业单位、私营企业、外资企业、个体自营、农业相关、制造业及相关、服务业及相关、未签订合同、短期合同、永久合同变量均为二值变量。回归分析中分别以国企事业单位、农业相关和未签订合同为参照组。

表3 (续)

控制变量	婚姻状态	0.868	0.338	0.812***	0.887	0.842***	0.937
	小时工资	31.79	109.43	27.15**	33.33	28.73***	38.66
	单位性质						
	国企事业单位	0.128	0.334	0.255***	0.086	0.180***	0.000
	私营企业	0.408	0.491	0.585***	0.349	0.566***	0.028
	外资企业	0.031	0.174	0.090***	0.011	0.044***	0.000
	个体自营	0.433	0.496	0.070***	0.554	0.210***	0.972
	行业类型						
	农业相关	0.026	0.160	0.010***	0.032	0.020***	0.045
	制造业及相关	0.475	0.499	0.524***	0.459	0.533***	0.300
	服务业及相关	0.499	0.500	0.466***	0.509	0.447***	0.655
	就业合同类型						
	未签订合同	0.751	0.433	0.000	1.000	0.651***	1.000
	短期合同	0.228	0.420	0.916***	0.000	0.319***	0.000
	永久合同	0.021	0.144	0.084***	0.000	0.030***	0.000
是否参加工会	0.107	0.309	0.331***	0.033	0.150***	0.000	
劳动力负担比	1.000	1.062	0.805***	1.065	0.968***	1.095	
家庭消费支出	50244	49323	54133***	48949	49652***	52293	
其他变量	社会融入感	2.129	1.057	1.959***	2.186	2.098***	2.436
	外地农民工	0.210	0.407	0.317***	0.175	0.227***	0.179

注：①签订合同和受雇均值上标注的星号为组间差异的统计检验显著性水平，***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②当被解释变量为“退休后再就业”时，“—”表示观测不到没有就业的个体的雇用类型和劳动合同签订情况；③对于小时工资和家庭消费支出，表3是对该变量原值做描述性统计。

根据全样本统计结果，仅有13.9%的农民工参加城职保，农民工过度劳动和重度劳动比例分别为53.0%和28.8%，平均超时劳动时间8.94个小时。根据分组描述性统计和组间均值差异的t检验结果，在不同雇用类型和劳动合同签订情况下，农民工的过度劳动状况和参保情况存在显著差异。从过度劳动状况看，自雇和未签订合同的农民工的过度劳动、重度劳动比例以及过度劳动程度明显高于受雇和签订合同的农民工。从参保情况看，自雇和未签订合同的农民工未参保的比例明显高于受雇和签订合同的农民工；自雇和未签订合同的农民工参加城职保的比例很低，分别为1.2%和4.3%。值得注意的是，仅19.1%的受雇农民工参加城职保，在签订合同的农民工中，参加城职保的比例仅为42.8%。可见，虽然原则上用人单位必须为本单位职工缴纳基本养老保险保费，但实践中已建立劳动关系却不缴纳社保的情形广泛存在。此外，在不同雇用类型和劳动合同签订情况下，农民工的个体特征、职业特征和家庭特征也表现出显著差异。签订合同和受雇的农民工受教育年限更长、年龄更小、就业于国企事业单位和私营企业的比例更大、劳动力负担比更小。

四、实证结果分析

（一）基准回归结果分析

不同养老保障水平对农民工过度劳动影响的基准回归结果如表4所示。从时间维度看，相较于参加城职保的农民工，未参保使得农民工过度劳动和重度劳动的概率分别增加7.0%和5.1%，过度劳动程度增加1.70小时；参加城乡保使得农民工过度劳动和重度劳动的概率分别增加7.4%和6.8%，过度劳动程度增加1.76小时。从年龄维度看，未参保和参加城乡保使老年人退休后再就业的概率分别增加15.8%和18.8%。综上可得出两点结论：第一，不同养老保障水平的农民工过度劳动状况存在显著差异，相比于参加城职保的农民工，未参保和参加城乡保的农民工过度劳动的概率显著增加。假说H1得到证实。第二，参加城乡保和未参保的农民工过度劳动的概率未呈现明显差异，说明城乡保稳定农民工收入预期的作用十分有限。

表4 不同养老保障水平对农民工过度劳动影响的基准回归结果

	过度劳动		重度劳动		过度劳动程度		退休后再就业	
	边际效应	标准误	边际效应	标准误	边际效应	标准误	边际效应	标准误
未参保	0.070***	0.016	0.051***	0.018	1.699***	0.431	0.158***	0.017
参加城乡保	0.074***	0.017	0.068***	0.019	1.755***	0.450	0.188***	0.017
年龄	0.009***	0.003	0.006**	0.003	0.145**	0.067	0.003*	0.002
年龄平方	-0.000***	0.000	-0.000***	0.000	-0.002***	0.001		
性别	0.125***	0.010	0.091***	0.010	2.927***	0.245	0.156***	0.013
受教育年限	-0.006***	0.002	-0.007***	0.002	-0.193***	0.040	0.006***	0.002
婚姻状态	0.048**	0.018	0.060***	0.018	1.734***	0.447	-0.017	0.022
小时工资对数	-0.331***	0.007	-0.298***	0.011	-9.020***	0.223		
私营企业	0.107***	0.016	0.114***	0.018	2.969***	0.424		
外资企业	0.105***	0.030	0.124***	0.033	3.576***	0.761		
个体自营	0.137***	0.016	0.151***	0.018	4.176***	0.431		
制造业及相关	0.122***	0.029	0.070**	0.030	2.755***	0.739		
服务业及相关	0.050*	0.029	0.071**	0.030	2.581***	0.737		
短期合同	-0.050***	0.013	-0.057***	0.013	-1.526***	0.334		
永久合同	-0.047	0.034	-0.108**	0.043	-1.901**	0.891		
是否参加工会	-0.029*	0.017	-0.055***	0.019	-0.984**	0.441		
劳动力负担比	0.007	0.005	0.001	0.004	0.057	0.110	-0.059***	0.008
家庭消费支出对数	0.031***	0.006	0.027***	0.006	0.889***	0.146	-0.017**	0.007
观测值数	8550		8550		8550		4401	
Pseudo R ²	0.227		0.166		0.060		0.152	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③单位性质以国企事业单位为参照组，行业类型以农业相关为参照组，就业合同类型以未签订合同为参照组；④时间效应和省份特征已控制。

农民工的个体特征、职业特征和家庭特征对其过度劳动、重度劳动概率及过度劳动程度具有显著影响。①个体特征。年龄与过度劳动概率呈倒U型关系，拐点年龄是39岁左右，说明农民工倾向于在青壮年时期增加劳动供给。这与李勇辉等（2022）得出的超时劳动的年龄拐点为41岁的结论较为接近。小时工资较高的农民工过度劳动、重度劳动的概率较低，过度劳动程度相对缓和，说明提高农民工的单位劳动报酬有助于缓解其过度劳动状况。受教育年限较短、男性、已婚农民工的过度劳动、重度劳动概率较大，超时劳动时间较长。②职业特征。相较于国企事业单位，单位性质为私营企业、外资企业和个体自营的农民工过度劳动现象更为突出，表明较低水平的权益保障或者无保障会加剧农民工过度劳动状况。从事制造业及相关行业、服务业及相关行业的农民工重度劳动概率较大，超时劳动时间较长；签订合同和参加工会能显著降低农民工过度劳动概率，永久合同的保障效果尤为明显。③家庭特征。劳动力负担比对农民工过度劳动的影响不显著。家庭消费支出增加提高了农民工过度劳动概率，这与孙文凯和王格非（2020）以及杨青等（2021）的实证结论一致，也为恰亚诺夫提出的家庭消费需求加深农民劳动自我开发程度的论断提供了证据支持。此外，老年人退休后再就业行为可能受到年龄、性别、受教育年限、劳动力负担比和家庭消费支出的影响。

（二）内生性讨论

1.倾向得分匹配法（PSM）。借助倾向得分匹配方法，本文筛选出最优协变量，并增加控制其他可能影响农民工参保选择的因素，分别进行1:4近邻匹配、卡尺匹配和核匹配。除了前文涉及的控制变量，增加的变量分别为：城乡保负担能力，以城乡保最低档次缴费标准与家庭收入之比衡量；家庭人均收入，以家庭总收入与家庭人口数之比测度；户籍地养老保险参保情况，用户籍地城职保与城乡保参加人数之比衡量；村居类型，若被访者村居类型为村委会，则村居类型变量赋值为1，否则为0。平衡性检验结果表明，所有变量的标准化偏差大幅缩小，均小于5%^①。这说明，PSM有效减少了不同参保类型群体间的系统性差异，在一定程度上缓解了自选择问题。利用匹配后的样本进行估计，回归结果（见表5）表明，基准回归结果依然稳健。

表5 不同养老保障水平对农民工过度劳动影响的PSM估计结果

	过度劳动	重度劳动	过度劳动程度	退休后再就业
未参保	0.067*** (0.018)	0.048** (0.020)	1.848*** (0.470)	0.154*** (0.021)
参加城乡保	0.077*** (0.021)	0.087*** (0.023)	1.844*** (0.556)	0.180*** (0.024)
观测值数	7193	7124	7155	2532
Pseudo R ²	0.228	0.161	0.061	0.175

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②表中报告的是平均边际效应，括号内为稳健标准误；③控制变量与表4基准回归一致，时间效应和省份特征已控制。

2.工具变量CMP估计。由于核心解释变量为二值变量，无法使用仅适用于内生变量为连续变量的

^①限于篇幅，此处仅汇报1:4近邻匹配的结果，卡尺匹配、核匹配以及平衡性检验结果留存备索。

IV-Probit 模型和 IV-Tobit 模型，因此本文借鉴 Roodman (2011) 提出的工具变量法的条件混合过程 (conditional mixed process, CMP) 估计方法来校正基准回归可能存在的内生性偏误。本文选择农民工户籍地城乡保覆盖率和在工作地基本养老保险参保比例作为养老保险参保选择的工具变量，分别用户籍地城乡保参保人数与户籍人口数之比、工作地城乡保参保人数/(城职保参保人数+城乡保参保人数)来衡量。在相关性方面，户籍地城乡保覆盖率和在工作地基本养老保险参保比例分别反映了农民工户籍地和工作地的基本养老保险公共服务可及性，覆盖率越高，农民工参加基本养老保险的概率越大^①，满足工具变量相关性条件。在外生性方面，省级层面的养老保险覆盖率难以对农民工是否过度劳动产生直接影响，也不会受到反向影响，满足工具变量外生性条件。

表 6 汇报了采用 CMP 估计方法的回归结果。第一阶段回归结果显示，工作地基本养老保险参保比例提高降低了农民工不参保的概率，户籍地城乡保覆盖率提高增加了农民工参加城乡保的概率，满足工具变量的相关性条件。第二阶段回归结果显示，atanrho_12 值在 1%和 5%水平上显著，拒绝了“未参保和参加城乡保为外生变量”的原假设，说明有必要使用工具变量法。工具变量法的估计结果表明，相对于参加城职保的农民工，未参保农民工过度劳动的概率较大、退休后再就业的概率较大，参加城乡保的农民工过度劳动、重度劳动和退休后再就业的概率较大，超时劳动时间较长。上述结果与基准回归结果基本一致。

表 6 不同养老保障水平对农民工过度劳动影响的 CMP 估计结果

	第一阶段		第二阶段			
	未参保	参加城乡保	过度劳动	重度劳动	过度劳动程度	退休后再就业
未参保			0.311*** (0.106)	0.002 (0.169)	0.084 (0.122)	0.406*** (0.068)
参加城乡保			0.235*** (0.061)	0.265*** (0.048)	0.262*** (0.043)	0.415*** (0.005)
工作地养老保险参保比例	-0.528*** (0.073)					
户籍地城乡保覆盖率		2.854*** (0.164)				
atanrho_12			-0.357** (0.147)	-0.491*** (0.137)	-0.442*** (0.098)	-0.694** (0.302)
观测值数	8526	8526	8526	8526	8526	4401

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②表中报告的是平均边际效应，括号内为稳健标准误；③控制变量与表 4 基准回归一致，时间效应和省份特征已控制。

^①由于 2016 年和 2018 年 CLDS 数据只提供个体省份代码，故本文根据中国行政区划省级代码识别出农民工户籍地和工作地，并分别将 2014 年、2016 年和 2018 年省级层面的城乡保参加人数、城职保参加人数和户籍人口数与农民工数据相匹配，以测算养老保险覆盖率。

(三) 稳健性检验

1. 替换核心解释变量。双轨制基本养老保险之所以影响农民工过度劳动，是因为两类基本养老保险的参保机制和待遇水平存在较大差异。参加不同类型的养老保险意味着农民工的养老保障水平不同，养老保障水平越高，稳定收入预期的作用越大，农民工过度劳动的概率就越低。为更加全面地衡量社会保障水平对农民工过度劳动的影响，本文根据农民工税前工资收入与税后工资收入等数据，测算农民工五险一金（对数），将其作为核心解释变量^①进行回归，回归结果如表 7 所示。随着五险一金的增加，农民工过度劳动、重度劳动的概率下降，过度劳动程度有所缓解。该结果再次表明，养老保障水平低的农民工倾向于过度劳动。

表 7 替换核心解释变量：社会保障水平对农民工过度劳动的影响

	过度劳动	重度劳动	过度劳动程度
五险一金（对数）	-0.005*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.145*** (0.045)
观测值数	8550	8550	8550
Pseudo R ²	0.226	0.169	0.060

注：①***表示 1% 的显著性水平；②表中报告的是平均边际效应，括号内为稳健标准误；③控制变量与表 4 基准回归一致，时间效应和省份特征已控制；④当被解释变量为年龄维度的“退休后再就业”时，由于观测不到没有就业的个体的五险一金，故此处不对年龄维度的过度劳动进行回归分析。

2. 替换样本数据。为了保证样本容量，本文在基准回归中采用了由 2014 年、2016 年和 2018 年 CLDS 数据构成的混合截面数据^②。为了进一步检验基准回归结果的稳健性，本文分别采用 2014 年、2016 年和 2018 年三年的截面数据对（6）式进行回归。回归结果如表 8 所示。无论是过度劳动、重度劳动还是过度劳动程度，基于三年截面数据回归的核心解释变量系数与基准回归结果基本保持一致。这表明，基准回归结果是稳健的。

表 8 不同养老保障水平对农民工过度劳动的影响：基于截面数据的回归结果

	过度劳动			重度劳动			过度劳动程度		
	2014 年	2016 年	2018 年	2014 年	2016 年	2018 年	2014 年	2016 年	2018 年
未参保	0.061** (0.025)	0.062** (0.027)	0.107*** (0.036)	0.028 (0.029)	0.093*** (0.031)	0.036 (0.037)	1.307* (0.676)	2.131*** (0.714)	2.055** (0.874)

^①根据个人所得税税率表及计算方法，推出五险一金的计算公式为：若税前年工资收入不超过 60000 元，年五险一金=税前工资收入-税后工资收入；若税前年工资收入超过 60000 元，不超过 96000 元，年五险一金=[(税前工资性收入-60000)×3%-税后工资性收入]/3%；若税前工资性收入超过 96000 元，不超过 204000 元，年五险一金=[(税前工资性收入-96000)×10%-36000×3%-速算扣除数]/10%。

^②CLDS 数据库采用轮换样本追踪方式，每个样本连续跟踪 4 年即退出调查范围，整个样本周期内可连续三年观测到的个体仅占 3.94%，73.35% 的个体观测值仅出现一期，因此，为了保证样本容量，基准回归采用了混合截面数据。

表 8 (续)

参加城乡保	0.081*** (0.028)	0.070** (0.028)	0.057 (0.037)	0.043 (0.030)	0.108*** (0.031)	0.056 (0.037)	1.629** (0.723)	2.202*** (0.733)	1.377 (0.901)
观测值数	3686	3230	1634	3686	3230	1634	3686	3230	1634
Pseudo R ²	0.226	0.240	0.263	0.162	0.177	0.222	0.059	0.062	0.077

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②表中报告的是平均边际效应，括号内为稳健标准误；③控制变量与表 4 基准回归一致，时间效应和省份特征已控制。

(四) 异质性分析

1. 过度劳动的代际差异。农村劳动力大规模转移已经持续了 40 余年，农民工群体也发生了代际更替，新一代农民工较之父辈呈现明显的差异化特征：受教育程度、消费水平和就业保障能力较高，而工作耐受力较低等。为考察不同养老保障水平对农民工过度劳动的影响是否存在代际差异，本文将样本按照是否为 1980 年及以后出生分为新一代和老一代农民工，进行分组回归。表 9 (1) 列和 (2) 列显示，不同养老保障水平的老一代农民工过度劳动的概率存在显著差异，这一差异在新生代农民工中不显著。这说明，养老保障对农民工过度劳动的影响存在代际差异，这种差异可能与两代农民工个体特征和就业特征相关。根据 CLDS 数据统计结果，新生代农民工受教育年限较长，高中及以上学历占 45.16%，而老一代农民工这一比例仅为 15.98%。受教育程度提高有助于缓解农民工过度劳动状况，使得新生代农民工过度劳动程度较低。另外，老一代农民工中无固定工作的占比达 20.14%，是新生代农民工的两倍多^①。这说明，工作稳定性差可能降低老一代农民工的未来收入预期，使其更加依赖养老保险的保障作用，因而，养老保障水平不同对该群体的影响更大。

2. 雇用类型异质性。Jessen et al. (2018) 的研究表明，自雇和受雇群体的预防性劳动供给行为存在显著差异。王琼和叶静怡 (2016) 也指出，与受雇农民工相比，自雇农民工的劳动时间更长。本文将农民工样本分为受雇和自雇两个子样本进行分组回归。表 9 (3) 列和 (4) 列显示，较低的养老保障水平显著增加了受雇农民工的过度劳动概率，而对自雇农民工的影响不显著。可能的解释是：自雇农民工可以自主选择是否参加养老保险或者参加何种类型的养老保险，其养老保障水平是综合评估自身状况后自主选择的结果。也正因为如此，不同于有参保权利但由于种种原因被排斥在城职保之外的受雇农民工，自雇农民工并不存在城职保不可及的问题。因此，双轨制基本养老保险引致的“寡”与“不均”可能对自雇农民工不会产生显著影响。

3. 行业类型异质性。农民工长期大量流入建筑业、服装加工业、餐饮零售业等次要劳动力市场，导致这些行业劳动力供大于求，从而使在岗人员被动接受远低于其劳动价值的工资水平。长期持续的低工资使从事这类行业的农民工不得不过度劳动，以满足生活需求。基于此，本文进一步讨论养老保障水平对不同行业农民工过度劳动的影响。表 9 (5) 列显示，对于制造业 (包括建筑业)，未参保和参加城乡保的农民工过度劳动的概率均大于参加城职保的农民工。可能的原因是：从事制造业的农民

^①资料来源：笔者根据 2014—2018 年 CLDS 数据整理计算所得。

工长期处于高劳动强度状态，体力劳动对身体的损耗更大，因而对未来收入预期更加悲观，在养老保险缺失或不足的情况下，他们更倾向于增加当前劳动供给以赚取更高收入。表9（6）列显示，对于服务业而言，不同养老保障水平的农民工过度劳动的差异不显著。

表9 不同养老保障水平对不同农民工群体过度劳动的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	新一代	老一代	受雇	自雇	制造业	服务业	工资高	工资低
未参保	0.030 (0.025)	0.096*** (0.022)	0.060*** (0.017)	-0.259 (0.514)	0.071*** (0.024)	0.050 (0.054)	0.083*** (0.022)	0.054** (0.025)
参加城乡保	0.024 (0.028)	0.101*** (0.023)	0.055*** (0.018)	-0.108 (0.519)	0.061** (0.026)	0.087 (0.055)	0.072*** (0.023)	0.069*** (0.026)
观测值数	3369	5181	6121	2155	3751	1407	4310	4240
Pseudo R ²	0.231	0.238	0.239	0.248	0.209	0.267	0.231	0.235

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②表中报告的是平均边际效应，括号内为稳健标准误；③控制变量与表4基准回归一致，时间效应和省份特征已控制。

4.工资水平高低之分。农民工劳动时间与工资率的关系更符合劳动供给曲线的下半段。若当前工资水平较高，农民工将会增加劳动供给以获取更高的收入。对于农民工而言，当前工资水平越高，闲暇的机会成本越高，回到农村后收入下降的概率也就越大。据此推测，工作地工资水平较高的农民工易受双轨制基本养老保险的影响。表9（7）列显示，在工资高的农民工群体中，未参保、参加城乡保的农民工相较于参加城职保的农民工过度劳动的概率分别增加8.3%和7.2%。表9（8）列显示，在工资低的农民工群体中，相比参加城职保的农民工，未参保和参加城乡保的农民工过度劳动概率分别增加5.4%和6.9%，增加幅度小于工资高的农民工。这表明，养老保障水平对工资高的农民工的影响更大，当前工资水平越高意味着未来收入下降的风险越大，他们越倾向于增加劳动供给。同时，这也说明农民工存在预防性劳动供给行为。

五、进一步分析

（一）收入预期与农民工过度劳动

农民工过度劳动实际上是一种预防性劳动供给行为。养老保障缺失或者保障水平过低导致农民工对未来收入缺乏稳定的预期或收入预期不足是产生该行为的原因。为了规避不确定性风险，农民工是否存在预防性劳动供给行为？也就是说，如果改变农民工的收入预期，农民工过度劳动的行为是否会随之变化。为进一步考察农民工过度劳动行为如何随收入预期的变化而变化，本文接下来设置两种改变农民工收入预期的情境。

情境1：农民工工作地与户籍地存在工资差异。如果农民工在工作地工资性收入较高，一旦回到户籍地，收入将下降甚至没有收入来源，那么他们会在工作地增加劳动时间，以最大化总收益。根据（5）式，若未来工资与当前工资的比值较大，农民工将选择更多闲暇，反之则增加劳动供给。两地工

资差异用工作地与户籍地在岗职工平均工资之比衡量，比值越大，表明农民工未来工资收入下降的可能性越大。本文将(6)式中未参保和参加城乡保两个核心解释变量替换为两地工资差异，考察工资变化对农民工过度劳动的影响，回归结果如表10(1)~(3)列所示。随着工资差异增大，农民工将选择在工作地增加劳动供给，未来回到户籍地消费，从而实现生命周期内的消费平滑。

情境2：农民工定居在工作地的可能性增加。若农民工定居在工作地的可能性较大，他们一直获取当前工资收入的可能性就较大，收入预期相对稳定，过度劳动概率会下降。同时，定居可能性较大的农民工，其社会融入感较强，会促使农民工增加社会交往时间和社会资本投资，从而减少劳动供给。定居可能性变量根据CLDS问卷中“您未来可能会在本地定居吗？”这一问题的回答来定义，取值为1~5(1表示非常可能，5表示非常不可能)。本文将(6)式中未参保和参加城乡保两个核心解释变量替换为定居可能性，以农民工过度劳动为被解释变量进行回归。表10(4)~(6)列回归结果显示，认为自己越不可能定居在工作地的农民工，其过度劳动、重度劳动的概率越大，超时劳动的时间越长。两种情境下的分析结果再次表明，农民工过度劳动是一种预防性劳动供给行为。

表10 收入预期改变对农民工过度劳动的影响

	两地工资差异			定居可能性		
	(1) 过度劳动	(2) 重度劳动	(3) 过度劳动程度	(4) 过度劳动	(5) 重度劳动	(6) 过度劳动程度
两地工资差异	0.155*** (0.053)	0.275*** (0.054)	6.273*** (1.274)			
定居可能性				0.024*** (0.007)	0.025*** (0.007)	0.785*** (0.198)
观测值数	8337	8337	8337	1800	1800	1800
Pseudo R ²	0.228	0.170	0.061	0.237	0.225	0.068

注：①***表示1%的显著性水平；②表中报告的是平均边际效应，括号内为稳健标准误；③控制变量与表4基准回归一致，省份特征和时间效应已控制。

(二) 社会融入感与外地农民工过度劳动

为了验证假说H2，本文采用(7)式估计不同养老保障水平对外地农民工社会融入感的差异化影响。表11(1)列结果显示，相比其他农民工群体，未参保和参加城乡保的外地农民工社会融入感较弱，根据平均边际效应，未参保的外地农民工社会融入感取值为3和4的概率分别下降9.8%和6.1%；参加城乡保的外地农民工社会融入感取值为3和4的概率分别下降8.0%和5.0%。这说明，养老保障水平较低的外地农民工社会融入感也较弱。在此基础上，本文进一步检验外地农民工较弱的社会融入感是否会增加其过度劳动的概率，采用(8)式进行回归。回归结果如表11中(2)~(4)列所示。养老保障水平较低的外地农民工过度劳动、重度劳动的概率较大，超时劳动的时间较长，而社会融入感的提高有利于降低农民工重度劳动概率。

结合(7)式和(8)式的回归结果，不难发现，养老保障水平较低的外地农民工社会融入感也较弱，而较弱的社会融入感将增加农民工重度劳动概率。假说H2得到证实。这表明，通过提高农民工

基本养老保险参与率、提升城乡保障水平以弥合两类养老保险福利差距，有助于缓解农民工过度劳动状况，也有利于提升农民工市民化的内生动力。

表 11 不同养老保障水平对外地农民工社会融入感和过度劳动的影响

	(1) 社会融入感	(2) 过度劳动	(3) 重度劳动	(4) 过度劳动程度
未参与外地农民 工交互项	-0.543*** (0.039)	0.070*** (0.015)	0.066*** (0.014)	2.261*** (0.354)
城乡保与外地农民 工交互项	-0.446*** (0.063)	0.090*** (0.024)	0.119*** (0.022)	3.374*** (0.552)
社会融入感		0.007 (0.007)	-0.011* (0.006)	-0.034 (0.163)
观测值数	8532	8532	8532	8532
Pseudo R ²	0.278	0.228	0.170	0.062

注：①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平；②（1）列报告的是有序 Probit 模型的估计系数；（2）～（4）列报告的是平均边际效应；③对（1）列的系数求平均边际效应，未参保对外地农民工社会融入感取值为 0~4 的概率的边际效应分别为 0.039、0.036、0.084、-0.098 和 -0.061，参加城乡保对外地农民工社会融入感取值为 0~4 的概率的边际效应分别为 0.032、0.029、0.069、-0.080 和 -0.050，均在 1%的水平上显著；④控制变量与表 4 基准回归一致，时间效应和省份特征已控制。

六、结论与启示

本文基于 2014—2018 年中国劳动力动态调查数据，分析了不同养老保障水平对农民工过度劳动、重度劳动、过度劳动程度和退休后再就业的差异化影响。本文研究得到三点结论。第一，农民工过度劳动属于预防性劳动供给行为。农民工“效益观”形成的深层次原因：一是养老保障缺失或水平低使农民工缺乏稳定的收入预期或收入预期不足，农民工过度劳动是应对收入不确定性的无奈之举；二是双轨制基本养老保险引致的“寡”与“不均”减弱了外地农民工的社会融入感，使他们产生“局外人”心态，由此引发的预防性劳动供给动机致使其过度劳动。第二，从时间维度看，养老保障缺失或较低的养老保障水平提高了农民工过度劳动、重度劳动概率，延长了农民工超时劳动时间；从年龄维度看，养老保障水平较低的退休老年人再就业的概率较大。特别地，参加城乡保和未参保的农民工过度劳动概率未呈现明显差异，说明城乡保稳定农民工收入预期的作用有限。第三，双轨制基本养老保险对农民工过度劳动的影响具有代际、雇用类型、行业类型和工资水平的异质性，养老保障水平不同对老一代、受雇、从事制造业和高工资水平的农民工过度劳动影响的差异更显著。

结合以上研究发现，本文认为，缓解农民工过度劳动的政策着力点应放在适度弥合两类基本养老保险的福利差距上。第一，扩大城职保的覆盖范围，实现部分农民工城职保的“从无到有”。要健全农民工、灵活就业人员等重点群体城职保参保机制，监督用人单位为符合条件的农民工缴纳基本养老保险保费，做到应保尽保，将党的二十大报告中所提“加强灵活就业和新就业形态劳动者权益保障”

的要求落到实处。第二，适度弥合不同养老保险制度的福利差距，实现农民工养老保障的“从有到优”。根据差距来源，一要健全多层次、多支柱养老保险体系，加快推广个人养老金制度，为参保农民工提供更多选择、更高质量的老年生活保障。二要建立城乡保个人缴费档次标准调整机制，坚持“以支定收”原则，合理确定缴费档次标准。三要梯度设计财政缴费补贴额度，采取多缴多补原则，提高农民工的参保高档次养老保险的积极性。四要统一两类养老保险个人账户记账利率，使养老保险真正成为农民工养老的重要依靠。第三，要更大力度实施职业技能提升行动，积极引导农民工参加职工技能提升和转岗转业培训，同时要完善劳动保护机制、强化政府的监督功能。企业则应当主动承担社会责任，与农民工建立平等稳定的劳资关系。第四，健全常住地提供基本公共服务制度，按照常住人口规模配置公共资源，通过提高农民工公共服务可及性来增强其社会融入感，避免农民工劳动时间过长造成自愿性隔离。

参考文献

- 1.布若威，2008：《制造同意：垄断资本主义劳动过程的变迁》，李荣荣译，北京：商务印书馆，第67-145页。
- 2.董延芳、罗长福、付明辉，2018：《加班或不加班：农民工的选择还是别无选择》，《农业经济问题》第8期，第116-127页。
- 3.郭凤鸣，2020：《农民工过度劳动变动及影响因素分析》，《人口学刊》第5期，第98-112页。
- 4.高程玉、王亚柯，2022：《我国城镇职工的养老保障水平及变化》，《保险研究》第8期，第100-111页。
- 5.何文炯，2020：《数字化、非正规就业与社会保障制度改革》，《社会保障评论》第3期，第15-27页。
- 6.侯曦，1983：《英国工人阶级现状（摘译）》，《科社研究》第6期，第47-51页。
- 7.黄炜、任昶宇、周羿，2023：《退休制度、劳动供给与收入消费动态》，《经济研究》第1期，第141-157页。
- 8.黄丽，2015：《城乡居民基本养老保险保障水平评估与反思——基于养老金替代率视角》，《人口与经济》第5期，第91-99页。
- 9.贾晗睿、詹鹏、李实，2021：《“双轨制”养老金体系的收入差距——基于中国家庭收入调查数据的发现》，《财政研究》第3期，第101-114页。
- 10.李勇辉、刘南南、陈华帅、沈波澜，2022：《城乡医保统筹缓解农民工过度劳动了吗？》，《中国农村经济》第7期，第124-144页。
- 11.李永宁、吴练达，2008：《标准真实经济周期理论批判——劳动跨期替代的微观基础》，《经济学家》第2期，第123-125页。
- 12.刘林平、张春泥、陈小娟，2010：《农民的效益观与农民工的行动逻辑——对农民工超时加班的意愿与目的分析》，《中国农村经济》第9期，第48-58页。
- 13.刘传江、程建林，2009：《双重“户籍墙”对农民工市民化的影响》，《经济学家》第10期，第66-72页。
- 14.恰亚诺夫，1996：《农民经济组织》，萧正洪译，北京：中央编译出版社，第60页。
- 15.孙文凯、王格非，2020：《流动人口社会身份认同、过度劳动与城乡差异》，《经济学动态》第9期，第96-110页。
- 16.石建忠，2019：《过度劳动理论与实践——国外经验、中国现状和研究展望》，《人口与经济》第2期，第105-118页。

- 17.王琼、叶静怡, 2016: 《进城务工人员健康状况、收入与超时劳动》, 《中国农村经济》第2期, 第2-12页、第22页。
- 18.王亚柯、王宾、韩冰洁、高云, 2013: 《我国养老保障水平差异研究——基于替代率与相对水平的比较分析》, 《管理世界》第8期, 第109-117页。
- 19.王一兵, 2009: 《健康的不确定性与预防性劳动力供给——来自中国农村地区的经验证据》, 《财经研究》第4期, 第96-106页。
- 20.翁玉玲, 2018: 《我国农民工地位弱化的制度反思——以非正规就业法律规制为视角》, 《农业经济问题》第6期, 第98-107页。
- 21.杨青、徐俊杰、王洪卫, 2021: 《房租负担对农民工劳动供给的影响——基于农民工“效益观”的视角》, 《农业技术经济》第7期, 第115-130页。
- 22.余靖雯、麦东仁、龚六堂, 2023: 《社会养老保险、家庭隔代抚养与老年人健康》, 《经济学(季刊)》第1期, 第108-124页。
- 23.张熠、陶旭辉、宗庆庆, 2021: 《去留之间: 流动人口储蓄和劳动决策的分析》, 《财经研究》第5期, 第94-108页。
- 24.张抗私、丁述磊、刘翠花, 2016: 《非正规就业对居民社会融入的影响——来自中国劳动力动态调查的经验分析》, 《经济学家》第12期, 第20-29页。
- 25.张广胜、王若男, 2023: 《数字经济发展何以赋能农民工高质量就业》, 《中国农村经济》第1期, 第58-76页。
- 26.郑功成, 2020: 《中国养老金: 制度变革、问题清单与高质量发展》, 《社会保障评论》第1期, 第3-18页。
- 27.祝仲坤, 2020: 《过度劳动对农民工社会参与的“挤出效应”研究——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据》, 《中国农村观察》第5期, 第108-130页。
- 28.章莉、蔡岩秋、吴彬彬、孟凡强, 2023: 《职工基本医疗保险参与的户籍差异及其工资收入效应》, 《世界经济文汇》第2期, 第31-47页。
- 29.Bosch, M., and R. M. Campos-Vazquez, 2014, “The Trade-offs of Welfare Policies in Labor Markets with Informal Jobs: The Case of the Seguro Popular Program in Mexico”, *American Economic Journal*, 6(4): 71-99.
- 30.Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, “The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.
- 31.Fang, H., and J. Feng, 2018, “The Chinese Pension System”, NBER Working Paper 25088, https://www.nber.org/system/files/working_papers/w25088/w25088.pdf.
- 32.Gormley, T., H. Liu, and G. Zhou, 2010, “Limited Participation and Consumption-saving Puzzles: A Simple Explanation and the Role of Insurance”, *Journal of Financial Economics*, 96(2): 331-344.
- 33.Huang, W., and C. Zhang, 2021, “The Power of Social Pensions: Evidence from China’s New Rural Pension Scheme”, *American Economic Journal*, 13(2): 179-205.
- 34.Jessen, R., D. Rostam-Afschar, and S. Schmitz, 2018, “How Important Is Precautionary Labour Supply?”, *Oxford Economic Papers*, 70(3): 868-891.

35.Kahanec, M., and M. P. Shields, 2013, “The Working Hours of Immigrants in Germany: Temporary Versus Permanent”, *IZA Journal of Migration*, 2(1): 1-15.

36.Low, H. W., 2005, “Self-insurance in A Life-cycle Model of Labour Supply and Savings”, *Review of Economic Dynamics*, 8(4): 945-975.

37.Roodman, D., 2011, “Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Models with CMP”, *The Stata Journal*, 11(2): 159-206.

（作者单位：¹上海财经大学财经研究所；

²上海财经大学城乡发展研究院）

（责任编辑：黄 易）

Suffering from Both Scarcity and Inequality: Dual-track Basic Pension Insurance and Overwork of Migrant Workers

LU Wenxiu WU Fangwei

Abstract: This paper analyzes the effect of the levels of pension insurance on migrant workers' overwork, using data from the 2014-2018 China Labor Force Dynamics Survey. The study finds that migrant workers' overwork is a preventive behavior of labor supply, where migrant workers at lower levels of pension insurance have a greater probability of overwork and heavy work, and longer overtime working hours. In addition, dual-track basic pension insurance increases the probability of re-employment of the elderly with lower levels of pension insurance. The heterogeneity analysis indicates that dual-track basic pension insurance has a greater impact on overwork among senior, employed, manufacturing, and high-wage migrant workers. Further analysis reveals, on one hand, that basic pension insurance for urban and rural residents plays a limited role in stabilizing the income expectation of migrant workers, and the uncertainty of future income leads migrant workers to overwork. On the other hand, dual-track basic pension insurance creates an “outsider” feeling among migrant workers, resulting in the motivation of preventive labor supply that leads them to overwork. Therefore, it is necessary to moderately bridge the benefit gap between the two types of basic pension insurances and give full play to the role of pension security in stabilizing the income expectation of migrant workers, thus alleviating their overwork.

Keywords: Dual-track System; Basic Pension Insurance; Migrant Workers; Overwork