

农民工过度劳动行为的同群效应研究*

刘 涛 秦志龙 伍骏骞

摘要：基于劳动者的群体决策特征探讨农民工过度劳动问题，可以为缓解过度劳动创设有效政策干预提供参考。本文使用中国流动人口动态监测调查数据，从同群效应角度研究农民工过度劳动行为的群体特征和作用机制。利用两阶段最小二乘法估计发现，其他情况不变的条件下，同区县农民工过度劳动比例每增加1个百分点，农民工个体过度劳动的概率显著增加0.73个百分点。机制分析发现，同群农民工之间的信息传递和社会模仿以及形成的收入渴求同群效应发挥作用的重要机制。异质性分析发现，男性且低学历农民工的过度劳动行为具有更强的导向效应。本文研究证实了过度劳动行为决策的群体性特征，利用同群效应可以实现劳动力市场治理效果的延展性。

关键词：同群效应 过度劳动 农民工 信息传递

中图分类号：F323.6; F245 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告将完善劳动者权益保障制度，加强灵活就业和新就业形态劳动者权益保障作为新征程增进民生福祉的主要措施之一^①。这是因为劳动者过度劳动问题不容乐观。《中华人民共和国劳动法》规定，劳动者平均每周工作时间不超过44小时^②。然而，2021年城镇就业人员中这一指标为47.6小时，其中，初中学历的就业人员更是高达50.4小时，远高于大学及以上学历的43.3小时^③。农民工等低技能劳动群体过度劳动现象并不是近几年才突显。2005年的一项调查显示，与城市本地劳动人口相比，农民工的月均劳动时间平均要超出20个小时（Park and Wang, 2010）。这意味着，中国

*本文研究得到教育部人文社会科学研究项目“空间计量经济学视角下农村劳动力流动对减贫的作用研究”（编号：20YJA790069）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：伍骏骞。

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第48页。

^②参见《中华人民共和国劳动法》，<https://flk.npc.gov.cn/detail2.html?ZmY4MDgwODE2ZjEzNWY0NjAxNmYyMGYxNmVIMTE3Mzc%3D>。

^③资料来源：国家统计局人口和就业统计司，2022：《中国人口和就业统计年鉴2022》，北京：中国统计出版社。

农民工过度劳动问题十分严峻，需要引起社会各主体的重视。

严重的过度劳动会对劳动者本身和社会生产带来一系列潜在风险。过度劳动可能引致个体吸烟、饮酒和熬夜等不良行为增加，带来更多的心血管疾病、糖尿病和心理健康等问题（Bannai and Tamakoshi, 2014），也间接影响个体主观幸福感。在体制外就业的女性平均工作时间高于在体制内就业的女性，不仅损害女性的身心健康，还可能导致工作和家庭的冲突，间接地影响女性的主观幸福感（吴愈晓等，2015）。过度劳动会影响农民工微观个体的健康状况，依靠超时工作所带来的经济社会发展也是不可持续的。私营企业普遍存在的劳动时间延长，可能直接导致劳动力市场供过于求状况的加剧，对政府和工会的就业目标形成冲击（夏小林，2004）。而且私有企业依靠超长的劳动时间和极为不公的工资制度维持了虚高的利润率，可能会限制整体经济内需扩大和经济增长方式的转变（李钟瑾等，2012）。毫无疑问，中国农民工严重的过度劳动问题不利于高质量就业的健康发展，是一个不容忽视的紧迫问题。在党的二十大深入贯彻以人民为中心的发展思想背景下，研究农民工过度劳动行为决策的潜在原因，对于科学制定劳动保障政策、保护农民工合法权益和促进经济社会可持续性发展至关重要。

在农民工过度劳动影响因素的研究中，已有文献主要从流入地城市的医疗保障（李勇辉等，2022）、企业工会（冷晨昕等，2021）和最低工资（Jia, 2014）等角度进行分析。流出地的劳动力市场环境也直接影响农民工在流入地的工作表现（Lopez and Lozano, 2009）。在微观层面，现有研究主要从年龄、教育、性别、婚姻状况和收入等个体特征视角展开探讨（王琼和叶静怡，2016）。有研究表明，家庭非劳动收入的增加导致丈夫市场劳动时间显著增加，但对妻子的影响不明显（Alenezi and Walden, 2004）。然而，女性存在严重的时间贫困问题。妇女与男性承担相近的经济活动，但如果考虑到家庭照料活动的负担，妇女的时间贫困就会恶化（Arora, 2015）。从中国城镇劳动者情况来看，女性劳动者每周工作时间比男性劳动者多 8.7 个小时，时间贫困率比男性高 18.67 个百分点（Qi and Dong, 2018）。此外，也有学者通过实证分析得出受到流动性约束的农民工会投入更多劳动时间的结论，即流动性约束会对农民工就业健康产生负面影响（Rossi and Trucchi, 2016）。

然而，上述研究将流动人口视为独立决策者来探讨过度劳动的影响因素，未考虑农民工劳动决策之间的相互影响。中国是一个关系型社会，社会网络在劳动力市场上塑造了具有内在互动机制与自我学习机制的关系格局。农民工进城务工后，不仅依赖传统同质性亲属网络形成长期集聚并在内部展开劳动的“机械团结”关系模式，对于技能水平较高的专业型农民工而言，还可能在专业分工的基础上形成高度共享共建的“有机团结”关系模式（许弘智和王天夫，2022）。综合而言，关系型社会网络对农民工就业的作用不容忽视，农民工劳动决策可能受群体动机的影响，呈现出群体互动的特征。本文试图从同群效应的角度来解释农民工过度劳动行为决策的群体特征及其作用机制。如果不考虑同群效应对农民工过度劳动的影响，相关分析可能遗漏关键变量，造成估计结果的偏误。

与本文密切相关的研究主要是对劳动力市场领域同群效应的研究，主要有四个方面的重要结论。第一，农村劳动力参与非农就业具有同群效应，个人参与非农就业的能力受到同村其他村民非农参与行为的影响（Araujo et al., 2010）。第二，社区环境特征对劳动力行为有显著影响（Weinberg et al.,

2004)。Kondo and Shoji (2019) 研究发现, 邻居的初始就业率每提高 1 个百分点, 个人在 6 个月后的就业概率将会增加 0.2 个百分点。第三, 在企业层面, 同龄人的存在导致工人工作时间更长, 工作努力程度更高, 其影响渠道主要是社交网络效应 (Rosaz et al., 2016)。Cornelissen et al. (2017) 使用德国大型劳动力市场调查数据研究发现, 尽管工作场所的同伴效应在特定环境中很重要, 但它对企业的工资设置没有重要影响, 也不会对劳动力市场的整体不平等产生重大影响。第四, 在国际移民中, 不同种族居民对难民就业率的影响有差异, 具体来讲, 非西方移民的就业概率与周边非西方移民平均技能水平相关, 但与高技能水平的西方移民不相关 (Damm, 2014)。现有文献虽然从各个维度探讨了劳动参与和工作行为的同群效应, 但均未涉及过度劳动行为决策问题。虽然有的研究中考虑了社交网络指标, 但主要提供的是描述性证据, 未妥善处理实证分析中的内生性问题。本文在上述研究的基础上, 直接检验农民工过度劳动行为决策中的同群效应, 补充相关研究的视角和证据。本文的创新点在于将劳动者间的社会互动因素纳入农民工过度劳动行为分析框架, 并根据同群效应特征探索提高流动人口劳动力市场治理延展性的社会政策, 延续健康的“劳动致富, 奋斗光荣”公众价值观。

二、理论分析与研究假说

社会互动效应指个体偏好、期望和约束受到其他人的特征和选择的直接影响, 从而形成行为人与人之间的相互影响和彼此依赖 (Durlauf and Ioannides, 2010)。基于社会互动理论, 个体劳动行为决策受到邻里群体的影响被称为同群效应。早在 20 世纪 90 年代, 就有国外文献关注同群效应对个体劳动力市场表现的中长期影响 (Borjas, 1995; Cutler and Glaeser, 1997; Weinberg et al., 2004)。依赖朋友、亲戚和熟人来找工作是流动人口群体中的普遍事实, 实证研究流动人口在劳动力市场中的同群效应是探索提高流动人口就业福利社会政策的重要维度 (Damm, 2014; Kondo and Shoji, 2019)。

中国户籍制度在个人与城市之间建立起一种法律纽带, 形成了依附于户籍制度的社会福利享有格局, 对从农村到城市的农民工而言是无法完全平等享有城市基本公共服务的制度障碍。这种制度障碍的后果就是农民工大多在恶劣的工作环境中从事体力劳动, 工作时间长, 工资水平低。在城市劳动力市场中, 农民工群体与其他流动人口行为的不同在于: 一方面, 农民工行为更加依靠传统同质性关系网络, 劳动行为决策具有更明显的群体性特征; 另一方面, 农村与城市之间在社会、经济和制度层面的空间情景差异比城市与城市之间更大, 相比于“城—城”流动人口来说, 农民工面临更大的空间机会结构不平等, “城—乡”空间情景差异产生的更大“推力”弱化了他们对风险的担忧, 他们更可能从事次级劳动市场的工作。

获得良好的就业机会是农民工进城务工的主要目标。由于普遍面临就业技能水平较低的内部特征和就业形势严峻的外部环境, 农民工过度劳动行为“扎堆”出现。虽然大量研究从个体或家庭特征的角度探讨了农民工过度劳动产生的原因, 但个体和家庭特征并不能完全解释个体劳动力表现的差异。农民工拥有的资源十分有限, 劳动力几乎是其仅有的资源, 也是他们在劳动力市场上的比较优势所在, 农民工更可能依靠体力劳动付出来获得生存, 这意味着农民工更容易长期集聚在特定的时空场景和组织内部开展劳动。在这类较稳定的环境下, 劳动者之间的信息资源产生溢出效应, 劳动者可以从社会

网络成员提供的信息中受益，劳动者个人行为与其邻居行为之间存在相互依赖性，邻里环境可能会影响个体劳动力决策及其结果（Kondo and Shoji, 2019）。因此，局部范围内的农民工过度劳动行为可能表现出一致性。鉴于此，本文提出假说 H1。

H1：农民工过度劳动行为存在同群效应。

同群劳动者之间的劳动决策呈现出一致性。信息传递和社会模仿是同群效应影响劳动者行为的主要机制（Damm, 2014; Kondo and Shoji, 2019）。与此同时，人们关心自身的社会地位，当收入不平等加剧时，就有更强烈的动机倒逼自己通过增加收入来实现社会地位提升（Zhang et al., 2022）。大多数劳动者通过增加劳动投入获取更高的收益，收入差距的扩大可能会提高个体劳动者收入渴求水平（Stutzer, 2004），进而影响其劳动决策和行为。基于上述分析，本文考虑驱动农民工过度劳动同群效应的三个潜在机制：信息传递机制、社会模仿机制和收入渴求机制。

第一，同群效应会通过信息传递机制自上而下影响农民工过度劳动行为。一方面，农民工可能获得偏向过度劳动的工作岗位信息。在正式信息有限的背景下，同群人内部形成的社会网络是传播工作信息的重要渠道。大多数人是通过亲戚或朋友提供的就业信息来获得工作的，且这种趋势具有延展性。也就是说，在提供就业信息和推荐工作时，劳动者更倾向于推荐与自身特征相同的劳动者（Ioannides and Loury, 2004）。由于大量次级劳动力市场就业信息的传递，在城市里聚集居住的农民工更容易受到同群效应影响而去从事超时劳动。另一方面，农民工是一个群体性外出就业的群体，相近的地理来源意味着属于同一个社交网络，同一区域农民工有更多机会建立社交网络及价值联系，且社会网络关系更趋于同质。个体决策行为的社会网络效应广泛存在，这是劳动力市场同群效应发挥作用的重要基础（Hiwatari, 2016）。当农民工处在同质性网络关系中时，社会网络关系内形成的“内卷”劳动观念，可能使农民工个体倾向于众多劳动者持有的过度劳动观念。也就是说，当周围农民工普遍从事过度劳动的职业时，同群效应由于工作趋同的选择效应，使得农民工更可能从事劳动强度大的非正规就业。因此，农民工社会网络关系较强时，可能会通过信息传递机制带来知识外溢，导致群体的工作技能趋同，使得过度劳动的同群效应发挥作用。鉴于此，本文提出假说 H2。

H2：农民工过度劳动行为同群效应通过信息传递机制实现。

第二，同群效应会通过社会模仿机制自下而上影响农民工过度劳动行为。一方面，同群效应的学习模仿机制与个人的性格、情绪等非认知能力和特征密切相关（刘斌等, 2012），非认知能力不同会导致农民工之间的社会模仿存在差异，积极进取的农民工更可能向勤奋努力的农民工学习模仿。在劳动力市场上，人们会根据他人相对绩效的反馈来决定自身行为。由于社会压力的存在，特别是对非正式裁员等非金钱因素的恐惧，这种同群压力激发劳动者的积极进取心，使得劳动者会根据同事的努力程度来调整自身的努力程度（Eriksson et al., 2009）。在面对社会就业压力时，拥有良好非认知能力，做事效率高、细心严谨的农民工更可能主动遵循或模仿他人投入更多的劳动时间。另一方面，相比于中年劳动者，年轻的劳动者具有更强的学习动力和学习精力，表现出更明显、更好的城市学习效应（魏东霞和陆铭, 2021）。农民工进行超时劳动时，当地的就业环境和感受到的就业压力是重要的考虑因素。年轻的农民工刚进入城市时，对就业压力信号反应更加敏感，当周围农民工有较高的劳动强度时，

经济积累薄弱、抗压能力更强的年轻农民工更可能主动选择延长劳动时间。特别是对从事“危险系数高、劳动强度大、职业病多发”行业的非正规就业的年轻低技能农民工而言，过度劳动可能会挤占其通过人力资本投资摆脱次级劳动力市场的机会，进一步固化了他们的过度劳动。鉴于此，本文提出假说 H3。

H3：农民工过度劳动行为同群效应通过社会模仿机制实现。

第三，同群效应会通过收入渴求机制影响农民工过度劳动行为。与周边群体的收入比较是形成收入渴求的重要因素（Stutzer, 2004），将会对个人经济行为产生影响（周广肃等，2018）。中国农民工有着不同于现代职业工人的效益观和剥削观，他们以家庭为收益单位，看重更长时段的总收益，也就是对个人工资率受损的相对剥夺并不敏感，而对于不能维持生存的绝对剥夺较为敏感（刘林平等，2010）。当农民工的“效益观”占据主导地位时，可能会增加进行收入比较的动机，提升收入渴求水平。虽然长期过度劳动不利于农民工健康，农民工却愿意增加劳动供给、延长劳动时间，不仅在于过度劳动是收益补偿目标下“主动选择”的结果（郭凤鸣和张世伟，2020），也在于收入渴求水平的上升会弱化对风险的担忧（周广肃等，2018）。特别是农民工面临生活负担增加、城市融入障碍和农村社会保障不足等多重不利局面，严重限制了他们通过人力资本投资摆脱次级劳动力市场的机会，而个体间禀赋差距的扩大使得农民工进一步降低了对不确定性风险的敏感度，增加过度劳动行为。基于这一事实，同群效应可能会固化通过延长劳动时间而非通过提升单位时间工资率来增加收入的效益观，进而强化农民工预防性劳动动机，增加过度劳动。鉴于此，本文提出假说 H4。

H4：农民工过度劳动行为同群效应通过收入渴求机制实现。

由上述分析可知，农民工过度劳动行为存在同群效应，主要是通过信息传递机制、社会模仿机制和收入渴求机制实现，本文分析框架如图 1 所示。

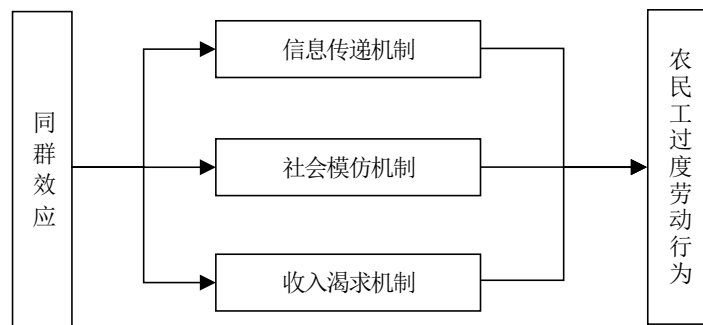


图 1 农民工过度劳动行为同群效应分析框架图

三、研究设计

（一）数据来源与样本选择

2017 年中国流动人口动态监测调查数据（China migrants dynamic survey，简称 CMDs）记录的是在本地居住一个月及以上、外出目的以生活和工作为主、非本县（市、区）户口的 15 周岁及以上的流动人口情况，包括“乡—城”流动和“城—城”流动两类流动人口。本文以农民工群体为研究对象，

要求同时具备农村户籍、“乡—城”流动、年龄在 16~59 岁三个要素。CMDS2017 按随机性原则在 31 个省（区、市）和新疆生产建设兵团等流动人口较为集中的流入地开展抽样调查，调查内容包含个体特征、流动特征、就业情况、社会融合情况等信息^①。本文将 CMDS2017 数据匹配来源于《中国城市统计年鉴 2017》的经济数据，主要涉及城市人均地区生产总值和城市失业率^②。在此基础上，本文进一步剔除在流入地本地居住时间低于 6 个月的样本和没有工作的样本，最终得到用于实证分析的样本 87936 个。

（二）模型设定

参照现有研究（Liu et al., 2014；张川川和朱涵宇，2021）的做法，本文回归模型设定如下：

$$Overwork_{ig} = \beta \overline{Overwork}_{ig} + \theta x_{ig} + \gamma \delta_g + \varepsilon_{ig} \quad (1)$$

（1）式中： i 和 g 分别表示第 i 个受访农民工与其所在的区县 g ； $Overwork_{ig}=1$ 表示受访农民工过度劳动， $Overwork_{ig}=0$ 表示受访农民工没有过度劳动； $\overline{Overwork}_{ig}$ 代表同群农民工过度劳动，即除受访农民工 i 以外的同群农民工平均过度劳动的比例，具体计算方式见后文说明； x_{ig} 为个人、家庭和职业层面的控制变量； δ_g 为区域层面的控制变量； ε_{ig} 为随机误差项； β 、 θ 、 γ 为待估计参数。

（三）变量说明

1.被解释变量。本文的被解释变量为农民工是否过度劳动。已有研究大多将每周劳动时间超过 50 小时作为识别过度劳动的标准（Cha and Weeden, 2014；李勇辉等，2022）。从中国的劳动实践来看，《中华人民共和国劳动法》规定劳动者每周工作时间不超过 6 天，平均每周工作时间不超过 44 小时，即使有生产经营需要，每日可延长时间也不超过 1 小时^③。这就形成了劳动者每周劳动时间不超过 50 小时的时间节点。结合已有研究和劳动实践情况，本文在基准分析中沿用了这一定义。具体来讲，以问卷 Q201A（这周工作小时数）的报告值为基础，如果周工作时间大于 50 小时，则“农民工是否过度劳动”变量取值为 1，否则为 0。本文进一步识别过度劳动程度，即选取 50 小时和 60 小时两个劳动时间划分标准，分别构造“过度劳动超时时间”和“重度劳动超时时间”两个变量进行稳健性检验，具体变量说明见表 1。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为同群农民工过度劳动。选取恰当的群组范围是识别同群效应的重要前提。本文以务工地区县作为群组来衡量区县范围内农民工过度劳动的同群效应。一方面，

^①CMDS2018 中家庭土地情况、流动经历、社会融合等指标数据缺失，而这些变量是影响农民工劳动供给的重要因素，因此本文使用 CMDS2017 数据进行实证分析。

^②CMDS2017 问卷包含许多过去一年家庭经济特征的信息，本文选取《中国城市统计年鉴 2017》中涉及的 2016 年城市层面的数据进行匹配。同时，城市失业率和人均地区生产总值用来作为前定变量，选取前定变量也可以缓解双向因果带来的内生性问题。

^③参见《中华人民共和国劳动法》，<https://flk.npc.gov.cn/detail2.html?ZmY4MDgwODE2ZjEzNWY0NjAxNmYyMGYxNmVIMTE3Mzc%3D>。

农民工在城市大多是住在单位的集体宿舍或自己租房，如果选择城市社区作为群组，可能存在居住社区是自选择的问题，这意味着过度劳动不是社区同群效应的结果，而居住地选择是农民工劳动决策的结果；另一方面，城市社区内的本地和外地劳动者交流较少，而同区县不同社区的本地和外地劳动者在工作场景内交流更多，来自不同地域的农民工更多围绕区县内部的传统服务业和第二产业等工作场景进行频繁的劳动活动和交往交流，不仅包括自上而下的就业信息传递，还包括自下而上的向增收致富群体进行的模仿学习，因此选择区县群组更契合过度劳动同群效应机制的理论逻辑。同群农民工过度劳动指标的计算公式如下：

$$\overline{Overwork}_{ig} = \frac{1}{N_g - 1} \sum_{j \neq i} Overwork_{jg} \quad (2)$$

(2) 式中： $\overline{Overwork}_{ig}$ 表示区县 g 内除受访农民工 i 外有过度劳动行为农民工的比例； N_g 代表区县 g 内农民工总数， $\sum_{j \neq i} Overwork_{jg}$ 代表区县 g 内除受访农民工 i 外其他农民工是否过度劳动的加总。

3.控制变量。本文模型的控制变量包括个体特征、家庭特征、职业特征和区域经济特征四类变量。其中，个体特征变量能够反映农民工的个性禀赋、劳动能力和流动偏好，包括受访者性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、自评健康水平^①、是否参加工会^②、流动范围和本地居留时间。家庭特征变量主要选取反映家庭物质基础和基本生产资料的变量，这些变量可能影响劳动者就业决策所面临的约束，进而影响其过度劳动行为，包括家庭是否面临经济困难约束^③、是否持有农地、是否有自有住房、家庭人口数量和家庭收入水平。职业特征变量主要涉及农民工所处的行业类型（现代服务业、传统服务业、第二产业）^④，行业的异质性与职业属性和就业环境密切相关，可能影响劳动时间。区域经济特征变量包括县级层面的户均收入水平和户均消费水平、地级市层面的城市失业率和人均地区生产总值^⑤。

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。

^①CMDS2017 问卷问题为“您的健康状况如何？”答案包括“1.健康；2.基本健康；3.不健康，但生活能自理；4.生活不能自理”。本文将选项 1 和选项 2 定义为自评健康，选项 3 和选项 4 定义为自评不健康。

^②CMDS2017 问卷问题为“2016 年以来您在本地是否参加过以下组织的活动？”答案包括“1.工会；2.志愿者协会；3.同学会；4.老乡会；5.家乡商会；6.其他”。如果选择选项 1，则本文定义为加入工会，否则定义为没有加入工会。

^③CMDS2017 问卷问题为“目前在您老家，您家主要有哪困难？”答案包括“1.没有困难；2.老人赡养；3.子女照看；4.子女教育费用；5 配偶生活孤单；6.家人有病缺钱治；7.土地耕种等缺劳动力；8.其他”。如果选择选项 2、选项 3、选项 4 和选项 6 中至少一项，本文视为家庭存在经济困难，否则视为家庭不存在经济困难。

^④行业类型主要根据 2017 年 6 月发布的《国民经济行业分类》（GB/T 4754-2017）、2019 年 4 月发布的《生活性服务业统计分类（2019）》《生产性服务业统计分类（2019）》、2018 年 3 月发布的《关于修订〈三次产业划分规定（2012）〉的通知》以及 CMDS2017 问卷中 Q206 给出的行业类别进行划分。

^⑤县级层面户均收入水平为各区县所有农民工样本家庭年收入的平均值；县级层面户均消费水平为各区县所有农民工样本家庭年消费支出的平均值；城市失业率=城镇登记失业人员数/（城镇登记失业人员数+城镇单位从业人数）。

表1 主要变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义及赋值	均值	标准差
农民工是否过度劳动	受访者周工作时间大于50小时=1, 否则=0	0.613	0.487
过度劳动超时时间	受访者周工作时间大于50小时=(周工作时间-50), 否则=0	11.740	13.378
重度劳动超时时间	受访者周工作时间大于60小时=(周工作时间-60), 否则=0	6.321	10.011
同群农民工过度劳动	同区县农民工过度劳动的比例(除受访农民工)	0.608	0.192
性别	受访者性别: 男性=1, 女性=0	0.568	0.495
年龄	受访者年龄(岁)	35.840	9.278
受教育程度	受访者学历: 大专及以上=4, 高中=3, 初中=2, 小学及以下=1	2.304	0.886
婚姻状况	受访者已婚=1, 其他情况=0	0.826	0.379
自评健康水平	受访者自评健康=1, 自评不健康=0	0.986	0.118
是否参加工会	受访者参加工会=1, 否则=0	0.080	0.271
流动范围	受访者为市内跨县流动=3, 省内跨市流动=2, 跨省流动=1	1.669	0.755
本地居留时间	受访者在流入地本地居留的时间(月)	80.220	70.430
家庭经济困难约束	受访者老家存在经济困难=1, 否则=0	0.354	0.478
家庭持有农地	受访者家庭在老家有承包地=1, 否则=0	0.561	0.496
家庭自有住房	受访者家庭现住房为自有住房(自购商品房、自购保障性住房、自购小产权房)=1, 否则=0	0.200	0.400
家庭人口数量	受访者家庭人员数(人)	3.221	1.175
家庭收入水平	受访者家庭年收入(元)	85386.700	63205.070
行业类型			
现代服务业	受访者所在的行业类型为现代服务业: 是=1, 否=0	0.161	0.367
传统服务业	受访者所在的行业类型为传统服务业: 是=1, 否=0	0.472	0.499
第二产业	受访者所在的行业类型为第二产业: 是=1, 否=0	0.367	0.482
县级户均收入水平	受访者所在区县的户均年收入(元)	85268.050	21091.420
县级户均消费水平	受访者所在区县的户均年消费支出(元)	43522.480	10578.960
城市失业率	受访者所在地级市的城镇登记失业率	0.050	0.038
城市人均地区生产总值	受访者所在地级市的人均地区生产总值(元)	80508.080	35788.370

注: 表中家庭收入水平、县级户均收入水平、县级户均消费水平和城市人均地区生产总值展示的是原值, 后面回归模型中用的是对数值。

从本文选取的 87936 个样本来看, 农民工的周劳动时间平均为 58.03 小时。其中, 61.26%的农民工存在过度劳动, 他们平均超过标准时间(50 小时) 19.17 小时; 37.98%的农民工存在重度劳动, 他们平均要超过标准时间(60 小时) 16.64 小时。总体而言, 农民工在流入地的过度劳动现象比较普遍。图 2 展示了按“同群农民工过度劳动”指标三等分分组的描述性统计图。图 2(a) 表明, 高过度劳动组的农民工平均周劳动时间为 65.15 小时, 平均过度劳动比例为 82.00%, 分别比低过度劳动组高出 27.32%和 42.00 个百分点。图 2(b) 表明, 高过度劳动组平均每个农民工过度劳动超时时间为 16.78 小时, 平均每个农民工重度劳动超时时间为 9.42 小时, 分别比低过度劳动组高出 141.09%和 173.04%。

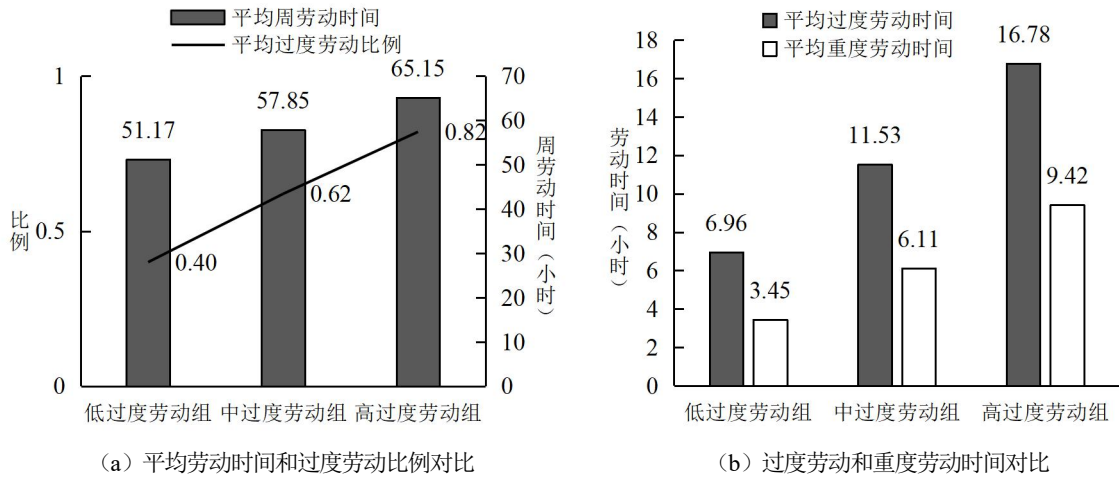


图2 同群效应与农民工过度劳动

(四) 内生性问题

准确识别同群效应需剔除选择效应、关联效应和环境效应导致的偏误。选择效应是指农民工进城务工受到流入地社会经济特征和家庭等方面因素影响，区县群组分类对于农民工而言可能是非随机的。关联效应是指某些不可观测的个体特征导致农民工劳动表现趋同。环境效应是指同一区县的农民工过度劳动行为趋同，难以区分是同群效应的作用还是地区层面其他共同因素的影响（如社会福利制度、劳动保障、公共就业服务、地区文化等），从而高估同群效应。本文一方面在模型中加入个体特征、家庭特征以及县级层面和城市层面的控制变量，另一方面采用反事实方法检验区县层面和个人层面不可观察因素所导致的选择效应、关联效应和环境效应是否对同群效应的估计结果产生影响。

剔除反射效应是同群效应估计的又一重要挑战。首先，进城务工家庭迫于生活压力而倾向于过度劳动，基准回归已控制个体特征、家庭特征等变量，但仍不可避免地会遗漏一些其他无法观测的因素，例如家庭初始禀赋等，从而产生遗漏变量偏误。其次，一些有影响力的个人可能对其他人的行为有很强的示范效应，可能导致其他人的过度劳动行为。再次，个人过度劳动不一定是受其他人影响“被内卷”导致的，个人也有激励主动“卷别人”，静态博弈下构成一个“囚徒困境”——每个人的最优策略都是过度劳动，导致模型可能存在互为因果问题。在解决同群效应内生性问题方面，使用群体中其他决策主体的平均个体特征或平均家庭特征作为工具变量是一个比较理想的选择（Duflo and Saez, 2002；张川川和朱涵宇，2021）。鉴于此，本文使用同群农民工家庭男孩率^①作为同群农民工过度劳动的工具变量。在满足工具变量相关性方面，农村家庭为提高儿子在婚姻市场上的竞争力，通常倾向于超出其经济能力为儿子建造房屋（Zhang et al., 2022），有男孩的家庭对就业机会和就业回报的需求更加强烈，进而增加劳动参与。同群农民工家庭男孩率是影响同群农民工家庭劳动行为的重要因素，同群农民工家庭男孩率

^①同群农民工家庭男孩率为排除受访农民工的同群其他农民工家庭平均男孩率。具体来说，首先根据问卷问题“与被访者关系是什么”识别出受访农民工家里是否有儿子，如果至少有1个儿子，则定义该农民工家庭有男孩，取值为1，否则为0；其次，按照与（2）式类似的思路计算出同区县内除受访农民工外有男孩的农民工比例。

越高，同群农民工家庭过度劳动的比例就越高。在工具变量外生性方面，同群农民工家庭男孩率对同群农民工过度劳动有影响，但还未发现同群农民工家庭男孩率直接影响农民工个体过度劳动的证据。

四、实证分析结果

（一）基准回归结果

表 2 报告了对农民工过度劳动同群效应估计的基准回归结果。回归 1 和回归 2 分别是以区县为群组的 OLS 和 2SLS 估计结果^①，所有标准差均聚类到区县层面。根据回归 1 估计结果，同群农民工过度劳动每提高 1 个百分点，将会使个体过度劳动的概率显著提高 0.87 个百分点。同群农民工之间存在互动效应，且同群农民工过度劳动可能会受到环境效应和关联效应的影响，使回归 1 高估农民工过度劳动的同群效应。本文主要采用工具变量进行 2SLS 回归进一步解决内生性问题，回归 2 为 2SLS 估计结果。对比来看，2SLS 估计的农民工过度劳动同群效应明显低于 OLS 估计结果。在控制潜在内生性问题后，同群农民工过度劳动每提高 1 个百分点，将使个体过度劳动的概率显著提高 0.73 个百分点，说明同群农民工过度劳动比例越高，农民工个体过度劳动的可能性越大，即农民工过度劳动同群效应明显存在，假说 H1 得证。对工具变量进行 Hausman 检验的结果在 1% 水平下拒绝原假设，说明内生性问题存在；一阶段估计的 F 值为 111.04，显著大于 10% 偏误水平下的临界值 16.38，说明拒绝弱工具变量假设，农民工过度劳动行为受到他人过度劳动行为影响这一结论比较可信。此外，回归 3 和回归 4 报告了以社区为群组的同群效应检验结果，OLS 和 2SLS 估计结果均显示，同群农民工过度劳动对农民工个体过度劳动存在显著影响。考虑到农民工居住社区自选择问题，以社区为群组的过度劳动同群效应估计结果在本文中仅作为稳健性检验。

本文根据回归 2 估计结果对控制变量的影响进行简要分析。在个体与家庭特征变量中，男性、已婚和受教育程度低的农民工过度劳动问题更严重；年龄较小的劳动者，过度劳动问题更加严重；自评健康水平对过度劳动影响不显著，体现出劳动力市场上大多数农民工对自身健康水平不敏感；短距离流动以及工会会员身份会增加农民工社会融入感，降低过度劳动发生率；本地居留时间越长，过度劳动现象越严重，这可能与农民工留城期间的公共服务保障不充分相关；小规模家庭和有产权住房的家庭成员过度劳动相对缓和；老家面临经济困难会加剧农民工过度劳动行为；家庭拥有农地的农民工过度劳动概率更高，原因在于土地会抑制农民工社会融合（Gu et al., 2020），增加超时劳动时间。在职业特征变量中，家庭收入水平提高，反而增加了过度劳动概率，正如李勇辉等（2022）的解释，大多数农民工难以摆脱以低收入、高劳动强度为主要特征的次级劳动力市场，需要高度依赖过度劳动来维持收入水平；与从事现代服务业工作的农民工相比，从事传统服务业、第二产业的农民工过度劳动现象更加严重。在区域特征变量中，户均消费水平越高的区县，农民工过度劳动程度越低；县级户均收入水平的影响不显著。

^①本文没有使用 Probit 模型或 Logit 模型进行基准回归分析，主要是考虑到非线性模型中交叉项的边际效应及标准差并不能由标准的计算方式得到，其实际边际效应和显著性很可能会与交叉项的系数及显著性相反（Ai and Norton, 2003），使用线性概率模型估计同群效应对农民工是否过度劳动的影响使交叉项估计结果更加直观。

表 2

基准回归结果

变量	被解释变量：农民工是否过度劳动			
	群组为同区县		群组为同社区	
	回归1 OLS	回归2 2SLS	回归3 OLS	回归4 2SLS
同群农民工过度劳动	0.865*** (0.007)	0.725*** (0.026)	0.875*** (0.004)	0.665*** (0.019)
性别	0.069*** (0.004)	0.069*** (0.004)	0.067*** (0.003)	0.068*** (0.003)
年龄	-0.000* (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
受教育程度	-0.083*** (0.003)	-0.086*** (0.003)	-0.058*** (0.002)	-0.068*** (0.002)
婚姻状况	0.017*** (0.006)	0.018*** (0.006)	0.015*** (0.005)	0.017*** (0.005)
自评健康水平	0.022* (0.013)	0.021 (0.013)	0.026** (0.011)	0.023** (0.011)
是否参加工会	-0.104*** (0.008)	-0.109*** (0.008)	-0.063*** (0.005)	-0.080*** (0.006)
流动范围	-0.010*** (0.003)	-0.009*** (0.003)	-0.004*** (0.002)	-0.004** (0.002)
本地居留时间	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)
家庭经济困难约束	0.031*** (0.005)	0.032*** (0.005)	0.022*** (0.003)	0.025*** (0.003)
家庭持有农地	0.026*** (0.004)	0.029*** (0.004)	0.007*** (0.002)	0.017*** (0.003)
家庭自有住房	-0.041*** (0.005)	-0.041*** (0.006)	0.000 (0.003)	-0.010*** (0.004)
家庭人口数量	0.016*** (0.002)	0.017*** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.009*** (0.001)
家庭收入水平 (对数)	0.028*** (0.004)	0.029*** (0.004)	0.028*** (0.003)	0.029*** (0.003)
行业类型 (参照组：现代服务业)				
传统服务业	0.167*** (0.007)	0.173*** (0.007)	0.111*** (0.005)	0.134*** (0.006)
第二产业	0.068*** (0.006)	0.071*** (0.007)	0.049*** (0.005)	0.058*** (0.005)

表2 (续)

县级户均收入水平 (对数)	-0.007 (0.011)	0.010 (0.013)	-0.014** (0.007)	0.013 (0.013)
县级户均消费水平 (对数)	0.003 (0.009)	-0.021* (0.012)	0.014** (0.006)	-0.025* (0.013)
城市失业率	0.047 (0.047)	0.079 (0.059)	-0.015 (0.023)	0.048 (0.052)
城市人均地区生产总值 (对数)	0.001 (0.003)	-0.011*** (0.004)	0.004** (0.002)	-0.014*** (0.004)
样本量	87936	87936	87936	87936
是否通过工具变量 Hausman 检验		是		是
R ²	0.218	0.216	0.423	0.405

注: ①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; ②括号内为聚类到区县层面的稳健标准误。

(二) 稳健性检验

1.采用不同的变量定义和更换估计模型^①。一是替换核心解释变量和被解释变量。本文使用 50 小时和 60 小时两个劳动时间划分标准来识别过度劳动程度, 即过度劳动超时时间和重度劳动超时时间, 并按照 (2) 式类似思路计算出同群农民工过度劳动程度和同群农民工重度劳动程度。本文使用 Tobit 模型进行估计, Tobit 模型和 IV-Tobit 模型估计结果显示, 同群农民工过度 (重度) 劳动程度越高, 农民工过度 (重度) 劳动超时时间越长。二是将回归模型调整为 Probit 模型, 结果也表明基准回归结果稳健。

2.调整样本数量。具体来讲, 本文从 87936 个样本中, 分别随机抽取 30%和 60%的样本, 重新以区县为群组构建同群农民工过度劳动变量, 对农民工过度劳动的同群效应进行检验。将上述过程重复 500 次, 分别得到 500 个核心解释变量的回归系数, 其分布如图 3 (a) 和图 3 (b) 所示。图 3 结果表明, 同群农民工过度劳动与个体农民工过度劳动行为之间的因果关系是可靠的。

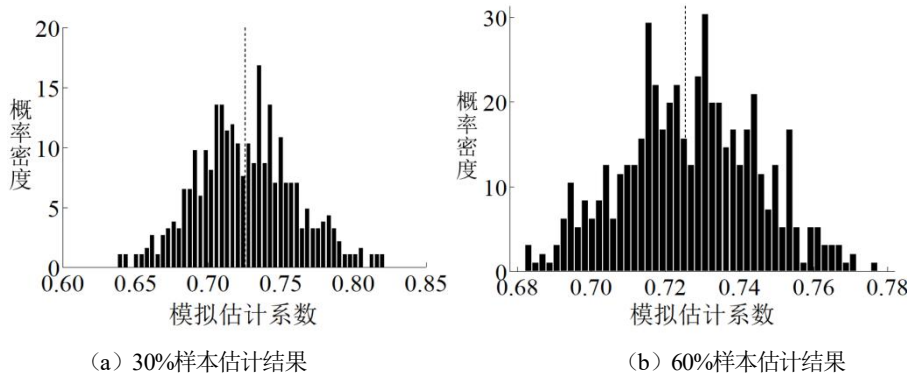


图3 模拟和真实样本的估计系数分布图

注: 图中虚线为以区县为群组的 2SLS 估计的核心解释变量系数, 具体见表 2 回归 2 结果。

^①限于篇幅, 估计结果未在正文中展示。

3.随机重新构建虚拟群组。如果农民工过度劳动行为的同群效应是基于同区县内农民工之间的信息传递机制、社会模仿机制或收入渴求机制发挥作用，那么处于不同区县的农民工因互动交流较少、信息传达隔离，同群效应会大幅度减弱，甚至消失。鉴于此，本文随机构建虚拟群组，对这些虚拟群组重新估计，如果不可见因素没有对同群效应的估计造成干扰，且现实生活中农民工无法与虚拟邻居产生互动，那么虚拟群组的过度劳动比例无法对农民工过度劳动行为产生影响，同群效应将不显著。

本文采用两种方法重新构建虚拟群组：一是在全国样本范围内按照 30%的抽样比例随机抽取农民工个体，构建单位为 100 个样本的若干个虚拟群组；二是在同一省份内按照 30%的抽样比例随机抽取农民工个体，在同一省份内同样构建单位为 100 个样本的若干个虚拟群组。对于每一个检验，均使用 OLS 和 2SLS 方法进行估计，工具变量为虚拟同群农民工家庭男孩率。

表 3 报告了上述回归的具体结果。表 3 回归 1 和回归 2 分别是全国范围 30%抽样样本的 OLS 和 2SLS 估计结果，回归 3 和回归 4 分别是省内范围 30%抽样样本的 OLS 和 2SLS 估计结果。OLS 估计结果显示，同群农民工过度劳动对农民工过度劳动行为的影响显著。然而，在采用 2SLS 方法处理内生性问题后，同群农民工过度劳动对农民工过度劳动行为不再有显著影响。上述结果表明，本文采用的工具变量能够较好地解决内生性问题，同群效应的基准回归结果是稳健的。

表 3 随机构建虚拟群组的回归结果

变量	被解释变量：农民工是否过度劳动			
	全国抽样样本		省内抽样样本	
	回归 1 OLS	回归 2 2SLS	回归 3 OLS	回归 4 2SLS
同群农民工过度劳动	0.891*** (0.054)	-0.472 (1.379)	0.946*** (0.231)	-1.425 (1.677)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	26376	26376	26377	26377
R ²	0.122	0.103	0.117	0.112

注：①***表示 1%的显著性水平；②括号内为聚类到区县层面的稳健标准误。

（三）机制检验结果

如前文所述，农民工过度劳动可能通过信息传递机制、社会模仿机制和收入渴求机制产生同群效应。首先，农民工过度劳动会通过信息传递机制发挥同群效应。一方面，周围农民工可以为求职者自上而下提供有用的就业信息，同群农民工更有可能从事相似特征的职业；另一方面，同群压力信息的传递会影响个体劳动行为，可能会促使同质性社会网络中的农民工延长劳动时间。其次，农民工过度劳动会通过社会模仿机制发挥同群效应。当同群农民工普遍过度劳动时，个体农民工会被倒逼出更明确的目标、更进取的心态，通过主动观察和模仿做出趋同的劳动决策，增加其过度劳动的概率。最后，农民工过度劳动会通过收入渴求机制发挥同群效应。同区县其他农民工过度劳动获得的较高收入会改变农民工个体的相对收入状况，这可能会强化农民工依赖过度劳动来维持高水平收入的效益观。

1.信息传递机制。居住密度影响农民工之间的信息传递距离，如果农民工过度劳动同群效应是由

信息传递机制驱动的，则同群效应的大小会受到农民工就业信息和就业压力传递的影响。根据问卷中农民工在本地居住住房性质的信息，本文构建“群聚居住”变量作为信息传递距离的替代变量，以检验不同信息传递距离下的同群效应是否存在异质性。如果住房性质为单位房、合租私房、公租房、借住房和就业场所，则视为群聚居住，“群聚居住”变量赋值为1；如果住房性质为自购商品房、自购保障性住房、自购小产权住房和整租私房，则视为非群聚居住，“群聚居住”变量赋值为0。

表4回归1报告了引入群聚居住与同群农民工过度劳动交互项的2SLS估计结果。结果显示，同群农民工过度劳动与群聚居住的交互项在5%水平上显著，且系数为正，表明过度劳动的同群效应对群聚居住的农民工影响更大。这意味着群聚居住农民工之间的信息传递距离更短，就业信息传递更便利，即信息传递机制是同群效应实现的潜在机制之一，验证了假说H2。

同地区内，社会互动频繁的农民工可能存在更强的行为一致性。因此，如果过度劳动行为中的同群效应是通过信息传递机制实现的，那么农民工在流入地本地与他人频繁交流而建立起的社会关系网将会使他们受到的同群效应影响更强。本文根据被访者对问卷中“农民工在本地与哪些人经常来往”的回答来定义“社会网络”变量：如果农民工与同乡、其他本地人或其他外地人频繁交往，则“社会网络”变量赋值为1；如果不与他人交往，则变量赋值为0。同时，为进一步识别社会网络的内部差异性，本文还设置了“同乡社会网络”变量：如果农民工与同乡人频繁交往，则“同乡社会网络”变量赋值为1；如果农民工与其他本地人或其他外地人等异乡人频繁交往则变量赋值为0。

表4回归2结果显示，同群农民工过度劳动与社会网络的交互项在5%水平上显著，且系数为正，表明社会网络更丰富的农民工受到同群效应的影响更强；回归3结果显示，同群农民工过度劳动与同乡社会网络的交互项虽系数为正，但统计上不显著。社会网络会影响农民工过度劳动同群效应的发挥，但没有发现同乡社会网络更丰富的农民工受到同群效应的影响更强。假说H2得证。

表4 信息传递机制的检验结果

变量	被解释变量：农民工是否过度劳动					
	回归1		回归2		回归3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
同群农民工过度劳动	0.583***	0.077	0.608***	0.062	0.727***	0.037
同群农民工过度劳动×群聚居住	0.179**	0.088				
群聚居住	-0.086	0.055				
同群农民工过度劳动×社会网络			0.159**	0.070		
社会网络			-0.148***	0.045		
同群农民工过度劳动×同乡社会网络					0.047	0.072
同乡社会网络					-0.012	0.044
控制变量	已控制		已控制		已控制	
样本量	87936		87936		68373	
R ²	0.214		0.218		0.220	

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②表中为聚类到区县层面的稳健标准误。

2.社会模仿机制。同群效应的社会模仿机制与个人的性格、情绪等非认知能力和特征密切相关(刘斌等, 2012), 非认知能力不同会导致农民工之间的社会模仿存在差异, 积极进取的农民工更可能向勤奋努力的农民工学习模仿。相比于中年劳动者, 年轻的劳动者具有更强的学习动力和学习精力, 表现出更明显的城市学习效应(魏东霞和陆铭, 2021)。鉴于此, 本文从进取心和年龄的角度对社会模仿机制进行检验。

参考魏东霞和陆铭(2021)的思路, 本文设定“积极进取心”变量: 如果农民工留在城市是为了借助城市更好的学习资源获得自身及后代发展, 则视为有积极进取心, 变量赋值1, 否则变量赋值为0^①。表5回归1报告了引入积极进取心与同群农民工过度劳动交互项的2SLS估计结果。结果显示, 同群农民工过度劳动与积极进取心的交互项在1%水平上显著, 且系数为负, 表明没有积极进取心的农民工受同群效应影响更大。也就是说, 对于积极进取心较弱的农民工, 同群农民工过度劳动弱化了他们的“躺平”心理, 倒逼他们产生更积极的心态和更主动的学习行为, 进而自下而上地主动模仿, 增加自身劳动时间。回归2结果显示, 同群农民工过度劳动与年龄的交互项在5%水平上显著, 且系数为负, 表明同群效应对于年轻农民工过度劳动的影响更大。表5的结果表明, 社会模仿机制是农民工过度劳动行为同群效应发挥作用的重要机制之一, 假说H3得证。

表5 社会模仿机制检验结果

变量	被解释变量: 农民工是否过度劳动			
	回归1		回归2	
	系数	标准误	系数	标准误
同群农民工过度劳动	0.802***	0.046	0.931***	0.099
同群农民工过度劳动×积极进取心	-0.167***	0.058		
积极进取心	0.101***	0.035		
同群农民工过度劳动×年龄			-0.006**	0.003
年龄			0.003*	0.002
控制变量	已控制		已控制	
样本量	72530		87936	
R ²	0.216		0.216	

注: ①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②表中为聚类到区县层面的稳健标准误; ③“积极进取心”变量存在缺失值, 所以样本量不同。

3.收入渴求机制。同群农民工通过延长劳动时间获得的更高报酬, 可能会强化个体农民工依赖过度劳动来维持高收入水平的效益观。如果收入渴求过度劳动同群效应发挥的潜在机制, 那么过度劳

^①对应问卷问题为“您打算留在本地的原因是什么?” 答案包括“1.收入水平高; 2.个人发展空间大; 3.积累工作经验; 4.城市交通发达生活方便; 5.子女有更好的教育机会; 6.医疗技术好; 7.与本地人结婚; 8.社会关系网都在本地; 9.政府管理规范; 10.家人习惯本地生活; 11.其他”。如果被访者选择选项2、选项3、选项5中至少一项, 则视为有较强的积极进取心。

动的普遍存在就会诱导人们增强收入比较的动机，增加物质渴求水平，在一定程度上使得农民工忽视过度劳动的风险，进而从事超长劳动时间且有较高收益补偿的职业。本文通过构造同群农民工过度劳动与收入渴求指标的交互项来检验过度劳动同群效应的收入渴求机制。

收入和消费是家庭关注的两个核心经济指标，相比于绝对经济指标，相对经济指标更契合农民工对相对收入渴求的特征。本文采用相对收入渴求和相对消费渴求作为收入渴求指标的代理变量，其中，相对收入渴求为农民工家庭年收入与同群其他农民工平均家庭年收入之比，相对消费渴求为农民工家庭年消费与同群其他农民工平均家庭年消费之比，2SLS 估计结果见表 6。

表 6 结果显示，回归 1 中同群农民工过度劳动与相对收入渴求的交互项在 10%水平上显著，且系数为负，表明过度劳动同群效应对低相对收入农民工过度劳动的影响更大；回归 2 中同群农民工过度劳动与相对消费渴求的交互项在 5%水平上显著，且系数为负，表明过度劳动同群效应对低相对消费农民工过度劳动的影响更大。总体来看，过度劳动同群效应通过收入渴求机制增加了农民工过度劳动的概率，假说 H4 得证。

表 6 收入渴求机制检验结果

变量	被解释变量：农民工是否过度劳动			
	回归 1		回归 2	
	系数	标准误	系数	标准误
同群农民工过度劳动	0.811***	0.044	0.823***	0.047
同群农民工过度劳动×相对收入渴求	-0.077*	0.042		
相比收入渴求	0.041*	0.025		
同群农民工过度劳动×相对消费渴求			-0.097**	0.045
相对消费渴求			0.066**	0.026
控制变量	已控制		已控制	
样本量	87936		87936	
R ²	0.219		0.215	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②表中为聚类到区县层面的稳健标准误。

五、进一步分析

个体的行为决策更有可能与具有共同特征的群体相关，表现出同群效应的非对称性（Duflo and Saez, 2002; Liu et al., 2014; 张川川和朱涵宇, 2021）。因此，需要进一步考察农民工过度劳动行为决策中，不同子群之间的同群效应是否存在差异，是否存在“导向者”在加剧过度劳动严重程度，这有助于针对“导向者”，重点缓解其过度劳动程度，并通过示范作用推动农民工劳动力市场的健康发展。表 7 报告了不同子群之间农民工过度劳动同群效应的 2SLS 估计结果。

表 7 的 A 部分报告了不同性别群体同群效应的估计结果。结果显示，同群女性农民工过度劳动对女性农民工过度劳动有显著影响，对男性没有显著影响；同群男性农民工过度劳动对女性和男性农民工过度劳动均有显著影响。简言之，只有同群男性农民工过度劳动会产生跨组影响。当前劳动力市场

上男性主导着主要社会资源，同群男性农民工的劳动时间延长，既会引发男性个体对劳动力市场资源的争取，进而加剧过度劳动行为，也会挤占部分女性农民工的同质就业资源，进而加剧女性农民工过度劳动问题。但由于劳动力市场上存在性别歧视和生育惩罚的“性别—母职”双重负担，相对弱势的女性农民工过度劳动行为不会对男性群体造成就业压力。

表 7 的 B 部分报告了不同代际群体同群效应的估计结果。结果显示，同群老一代农民工过度劳动仅对老一代农民工的过度劳动有显著影响，同群新生代农民工过度劳动仅对新生代农民工过度劳动有显著影响。该结果表明，新生代农民工和老一代农民工均主要受到组内同群效应的影响，这是同群效应对称性的体现。原因在于：新老农民工的思维方式、行为习惯和价值观念等有着极大不同，两类群体分属的劳动力细分市场差异明显。不同于老一代农民工多从事建筑业、制造业等行业，新生代农民工以零工经济、平台经济等新兴业态的职业为主。正是因为新老农民工群体所在的劳动力细分市场差异大，彼此之间交流少，所以没有出现跨组的同群效应。

表 7 的 C 部分报告了不同学历群体同群效应的估计结果。结果显示，同群高学历农民工过度劳动仅对高学历农民工过度劳动有显著影响，同群低学历农民工过度劳动对低学历和高学历农民工过度劳动均有显著影响。也就是说，同群高学历农民工过度劳动不会产生跨组影响，而同群低学历农民工过度劳动会产生跨组影响。次级劳动力市场中的工资更多是由供需力量的对比决定的，同群低学历农民工延长劳动时间可能迫使低学历农民工自主延长劳动时间，以实现更稳定更长期的就业匹配和工资激励；劳动力市场“机会均等”政策的支持力度加大，更加鼓舞低学历劳动者通过奋斗和积累向优质就业领域流动，高学历劳动者可能会通过更多的劳动付出来巩固其学历优势。低学历劳动者向上挤入高学历就业资源空间难度极大，低学历农民工的劳动行为受到同群高学历农民工过度劳动的影响不显著。

综上所述，同群男性农民工过度劳动和同群低学历农民工过度劳动会产生跨组影响，同群女性农民工过度劳动和同群高学历农民工过度劳动仅产生组内影响，表现出非对称性的同群效应；代际间不存在明显的导向者，对称性的同群效应是主要表现。总体来看，同区县男性且低学历的农民工过度劳动产生的同群效应更大，影响的群体范围更广。

表 7 异质性分析结果

	被解释变量：农民工是否过度劳动		
	全样本	女性样本	男性样本
A：按照性别分组			
同群女性农民工过度劳动	0.211** (0.085)	0.369** (0.151)	0.122 (0.083)
同群男性农民工过度劳动	0.497*** (0.108)	0.367** (0.182)	0.568*** (0.109)
样本量	87936	37968	49968
B：按照代际分组			
同群老一代农民工过度劳动	0.384** (0.160)	0.551*** (0.189)	0.355 (0.249)

表 7 (续)

同群新生代农民工过度劳动	0.360*** (0.111)	0.203 (0.131)	0.414** (0.182)
样本量	87936	36208	51728
C: 按照学历分组	全样本	低学历样本	高学历样本
同群低学历农民工过度劳动	0.729*** (0.080)	0.844*** (0.044)	0.370*** (0.142)
同群高学历农民工过度劳动	0.123** (0.050)	0.029 (0.025)	0.403*** (0.114)
样本量	87936	57936	30000

注: ①所有结果均为 2SLS 估计结果, 工具变量设定为对应组别的同群农民工家庭男孩率; ②代际分组是将样本中出生于 1980 年及以后的群体定义为新生代农民工, 出生于 1980 年以前的群体定义为老一代农民工; 学历分组是将样本中高中及以上学历的群体定义为高学历群体, 高中以下学历的群体定义为低学历群体; ③***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平; ④括号内为聚类到区县层面的稳健标准误。

六、结论与政策含义

过度劳动现象和内卷群体焦虑与人民美好生活追求相悖, 不利于劳动者劳动权益的保障和劳动力市场健康发展。为深入认识中国劳动力市场中流动人口的过度劳动行为决策, 本文使用 CMDS2017 中 87936 个农民工样本数据, 实证分析了流动人口过度劳动行为决策中的同群效应, 为理解就业决策机制和群体差异提供了新的理论视角和经验证据。本文使用 2SLS 估计来解决同群过度劳动的内生性问题, 并引入城市特征变量来控制相关效应, 以准确估计同群效应。

本文的研究结果表明, 同群农民工过度劳动行为决策存在同群效应。具体来讲, 同区县农民工过度劳动比例每增加 1 个百分点, 个体农民工过度劳动概率增加 0.73 个百分点。机制分析发现, 信息传递机制、社会模仿机制和收入渴求机制是过度劳动同群效应发挥作用的重要机制: 第一, 同群效应通过传递相近就业岗位信息, 传导就业压力, 导致农民工从事超时劳动职业概率加大; 第二, 同群效应通过激发进取心, 产生劳动供给行为的模仿学习效应, 提高农民工过度劳动发生概率; 第三, 同群效应通过增加收入渴求水平, 强化延长劳动时间提高收支剩余的效益观, 增加农民工过度劳动行为。进一步研究表明, 农民工过度劳动行为决策同群效应存在异质性, 同区县男性且低学历农民工过度劳动产生的同群效应更大, 影响的群体范围更广, 即这一类农民工过度劳动行为产生的导向效应更强。

本文研究具有重要的政策启示。第一, 农民工过度劳动行为存在同群效应意味着个体劳动行为决策存在相互溢出, 政府在设计 and 评估政策时, 应考虑以男性且低学历农民工群体为重点人群, 完善就业公共服务, 强化劳动保障, 提高就业质量, 促进劳动增收, 借助同群效应发挥作用的机制, 缓解农民工群体的过度劳动程度。第二, 政府应大力支持和鼓励城市农民工群体自发地形成各种团体组织, 可整合升华传统型同质性社会网络, 形成具有公共精神和共同价值取向的立体化社会网络, 有助于农民工群体通过抱团逐步融入城市本地社会网络, 享受城市劳动力市场包容性, 切实增强农民工的身份

认同和社会融入感,缓解群体内卷的无形压力。第三,政府应加大对农民工职业、住房、公共健康等方面的投入,加快构建农民工就业与再就业多元服务平台,加强城市社会文化基础设施建设,为农民工群体提供更多具有稳定性、适应性和多样性的社会交流活动场景,提高流动人口劳动力市场治理效果的延展性。本文认为,反对“过劳”不等于“躺平”,仍要加强舆论引导,完善就业服务,延续健康的“劳动致富,奋斗光荣”的公众价值观。

参考文献

- 1.郭凤鸣、张世伟,2020:《农民工过度劳动是“自愿选择”还是“无奈之举”?——基于过度劳动收入补偿的分析》,《劳动经济研究》第4期,第75-94页。
- 2.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。
- 3.李钟瑾、陈瀛、齐昊、许准,2012:《生存工资、超时劳动与中国经济的可持续发展》,《政治经济学评论》第3期,第35-57页。
- 4.刘斌、李磊、莫骄,2012:《幸福感是否会传染》,《世界经济》第6期,第132-152页、第155-160页、第153-154页。
- 5.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。
- 6.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。
- 7.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。
- 8.吴愈晓、王鹏、黄超,2015:《家庭庇护、体制庇护与工作家庭冲突——中国城镇女性的就业状态与主观幸福感》,《社会学研究》第6期,第122-144页、第245页。
- 9.夏小林,2004:《私营部门:劳资关系及协调机制》,《管理世界》第6期,第33-52页、第156页。
- 10.许弘智、王天夫,2022:《劳动的零工化:数字时代的劳动形态变迁及其形成机制探究》,《经济学家》第12期,第25-34页。
- 11.张川川、朱涵宇,2021:《新型农村社会养老保险参与决策中的同群效应》,《金融研究》第9期,第111-130页。
- 12.周广肃、樊纲、李力行,2018:《收入差距、物质渴求与家庭风险金融资产投资》,《世界经济》第4期,第53-74页。
- 13.Ai, C. R., and E. C. Norton, 2003, "Interaction Terms in Logit and Probit Models", *Economics Letters*, 80(1): 123-129.
- 14.Arora, D., 2015, "Gender Differences in Time-Poverty in Rural Mozambique", *Review of Social Economy*, 73(2): 196-221.
- 15.Alenezi, M., and M. L. Walden, 2004, "A New Look at Husbands' and Wives' Time Allocation", *Journal of Consumer Affairs*, Vol.38: 81-106.
- 16.Araujo, C., A. de Janvry, and E. Sadoulet, 2010, "Peer Effects in Employment: Results from Mexico's Poor Rural Communities", *Canadian Journal of Development Studies*, 30(3-4): 565-589.

17. Bannai, A., and A. Tamakoshi, 2014, "The Association between Long Working Hours and Health: A Systematic Review of Epidemiological Evidence", *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 40(1): 5-18.
18. Borjas, G. J., 1995, "Ethnicity, Neighborhoods, and Human Capital Externalities", *American Economic Review*, 85(3): 365-390.
19. Cha, Y. J., and K. A. Weeden, 2014, "Pages Overwork and the Slow Convergence in the Gender Gap in Wages", *American Sociological Review*, 79(3): 457-484.
20. Cornelissen, T., C. Dustmann, and U. Schönberg, 2017, "Peer Effects in the Workplace", *American Economic Review*, 107(2): 425-456.
21. Cutler, D. M., and E. L. Glaeser, 1997, "Are Ghettos Good or Bad?", *The Quarterly Journal of Economics*, 112(3): 827-872.
22. Damm, A. P., 2014, "Neighborhood Quality and Labor Market Outcomes: Evidence from Quasi-random Neighborhood Assignment of Immigrants", *Journal of Urban Economics*, Vol.79: 139-166.
23. Duflo, E., and E. Saez, 2002, "Participation and Investment Decisions in a Retirement Plan: The Influence of Colleagues' Choices", *Journal of Public Economics*, 85(1): 121-148.
24. Durlauf, S. N., and Y. M. Ioannides, 2010, "Social Interactions", *Annual Review of Economics*, 2(1): 451-478.
25. Eriksson, T., A. Poulsen, and M. C. Villeval, 2009, "Feedback and Incentives: Experimental Evidence", *Labour Economics*, 16(6): 679-688.
26. Gu, H. Y., Y. K. Ling, T. Y. Shen, and L. D. Yang, 2020, "How Does Rural Homestead Influence the Hukou Transfer Intention of Rural-urban Migrants in China?", *Habitat International*, Vol.105, 102267.
27. Hiwatari, M., 2016, "Social Networks and Migration Decisions: The Influence of Peer Effects in Rural Households in Central Asia", *Journal of Comparative Economics*, 44(4): 1115-1131.
28. Ioannides, Y. M., and L. D. Loury, 2004, "Job Information Networks, Neighborhood Effects, and Inequality", *Journal of Economic Literature*, 42(4): 1056-1093.
29. Jia, P., 2014, "Employment and Working Hour Effects of Minimum Wage Increase: Evidence from China", *China & World Economy*, Vol.22: 61-80.
30. Kondo, A., and M. Shoji, 2019, "Peer Effects in Employment Status: Evidence from Housing Lotteries", *Journal of Urban Economics*, Vol.113, 103195.
31. Liu, H., Q. Sun, and Z. Zhao, 2014, "Social Learning and Health Insurance Enrollment: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme", *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.97: 84-102.
32. Lopez, M., and F. A. Lozano, 2009, "The Labor Supply of Immigrants in the United States: The Role of Changing Source Country Characteristics", *American Economic Review*, 99(2): 35-40.
33. Park, A., and D. W. Wang, 2010, "Migration and Urban Poverty and Inequality in China", *China Economic Journal*, 3(1): 49-67.

34. Qi, L. S., and X. Y. Dong, 2018, "Gender, Low-Paid Status, and Time Poverty in Urban China", *Feminist Economics*, 24(2): 171-193.
35. Rosaz, J., R. Slonim, and M. C. Villeval, 2016, "Quitting and Peer Effects at Work", *Labour Economics*, Vol.39: 55-67.
36. Rossi, M., and S. Trucchi, 2016, "Liquidity Constraints and Labor Supply", *European Economic Review*, Vol.87: 176-193.
37. Stutzer, A., 2004, "The Role of Income Aspirations in Individual Happiness", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 54(1): 89-109.
38. Weinberg, B. A., P. B. Reagan, and J. J. Yankow, 2004, "Do Neighborhoods Affect Hours Worked? Evidence from Longitudinal Data", *Journal of Labor Economics*, 22(4): 891-924.
39. Zhang, A. Q., P. F. Ni, and C. Ling, 2022, "Peer Effects in Rural Housing Demand: Evidence from China", *China Economic Review*, Vol.73, 101787.

(作者单位：西南财经大学中国西部经济研究院)

(责任编辑：胡 祎)

Peer Effects in Overwork of Migrant Workers

LIU Tao QIN Zhilong WU Junqian

Abstract: Exploring the issue of migrant workers' overwork based on the group decision-making characteristics of workers can create effective policy interventions to alleviate overwork. This paper uses China Migrants Dynamics Survey to study peer effects in overwork of migrant workers, and analyzes the group characteristics and mechanism of the peer effects. Using 2SLS estimation, we find that, all else being equal, for a 1% increase in the proportion of overwork by migrant workers in a county, the individual overwork of migrant workers increases significantly by 0.73%. The mechanism analysis shows that information transmission, social imitation, and income craving formed by migrant workers in the same community are important mechanisms of the peer effects. The heterogeneity analysis shows that, on average, the overwork of male migrant workers with low education in the same county has a stronger guiding effect. This study confirms the group characteristics of overwork, and that the peer effects can be used to generate an extended effect of the labor market governance.

Keywords: Peer Effects; Overwork; Migrant Workers; Information Transmission