

工会能够维护流动人口劳动权益吗? *

□纪雯雯 赖德胜

摘要:已有关于工会效应的研究多为平均意义上的结果,而对流动人口的研究则关注“底线保障”,那么工会是否能在流动人口劳动权益方面起到积极的作用呢?本文基于2013年流动人口动态监测调查问卷的微观数据,利用干预效应模型对议题进行研究,结果表明:(1)工会可以切实维护劳动者权益。(2)工会对流动人口维权作用更大。在工资收入方面,流动人口的工会效应为34.18%,高于平均工会效应为4.36%;在工作时间方面,流动人口的工会效应为-24.87%,低于平均工会效应1.86%。(3)流动人口加入工会存在入会门槛,流动人口成为工会会员的概率较本地(户籍)人口低10.4%。(4)我国流动人口入工会率偏低的行业集中在建筑业、生产性服务业、消费性服务业以及公共服务业,部门集中在集体部门。为此,维护流动人口的劳动权益可能需要更加精准的工会服务。

关键词:流动人口 工会效应 工资收入 工作时间 入会门槛

一、问题提出

在中国经济转型的过程中,计划经济与市场经济相互交织赋予了中国工会双重角色(dual role):在劳动力市场尚未落实的地方,工会扮演着“桥梁”的角色,被视为党和政府职能在企业内部的延伸,肩负着维护国家稳定发展的责任(孙中伟、贺霞旭,2012);在市场机制运行的部门中,工会扮演着“家长”的角色,作为劳动者权益的代表,在劳动者劳动就业、工资分配、休息休假、社会保障、劳动安全卫生、劳动争议处理等方面承担起责任(游正林,2010;王东昱,2012;王永丽、郑婉玉,2012)。《工会法》、《劳动法》、《劳动合同法》、《就业促进法》以及《职工带薪年休假条例》等,一系列与劳动权益相关的法律法规,都明确指出工会在维护职工合法权益方面的职责。

那么,工会对所有劳动者的维护作用是一致的吗?国外经验表明工会效应在那些低收入群体中作用更大(Lewis·H.Gregg,1986),也就是说,工会虽然可以提高劳动者工资,降低劳动者工作时间,但不会以同样的程度提高每一个劳动者的工资,以及降低每一个劳动者的工作时间。工会效应的程度一方面取决于劳动者的人口特征,另一方面取决于劳动者的就业行业和就业职业特征(理查德·B.弗里曼等,2011)。然而,对于中国而言,除了以上两类特征引起的工会效应差异外,还有劳动力市场制度性分割引起的工会效应差异。在一定意义上,制度性分割成为“普照的光”,劳动者受教育差异所导致的分割倒成为其次(赖德胜,2000),影响较大的两种制度性分割是二元的社会结构分割和二元的经济结构分割。二元社会结构分割是指城乡分离导致了具有本地户口的劳动力与非本地户口的劳动力之间的分割;二元经济结构分割是指经济体制内外的分割导致了各类所有制部门就业者之间的分割(李春玲,2006)。

*本研究是国家社科基金重大项目“中国经济下行阶段就业结构调整与防范失业战略研究”(项目编号:16ZDA026)、国家自然科学基金青年项目“高等教育扩张背景下人力资本配置与创新”(项目编号:71704179)、中央高校基本科研业务费专项基金项目“人工智能技术与劳动关系转型”(项目编号:18ZYJS007)的阶段性成果。赖德胜为本文通讯作者。

在各种制度分割的影响下,不同部门、不同户籍劳动者的工会化进程不尽相同。统计数据显示,2014年在我国体制内部门,职工入会率高达96.3%,几乎做到全覆盖。在体制外部门,劳动者入会率为86.8%,覆盖程度也比较高^①。相比而言,2014年农民工入会率则仅为40.1%^②,不足全国职工入会率和私营企业职工入会率的一半。2013年流动人口调查数据显示,86.1%的流动人口为农村户籍,91.96%的流动原因是“务工经商”,因此,农民工的工会化进程反映出流动人口工会化进程显著落后于非流动人口。2014年9月,国务院印发了《关于进一步做好为农民工服务工作的意见》,确定了工会要参与的主要工作^③。2016年9月中华全国总工会印发《农民工工作规划(2016~2020年)》(下文简称《规划》),《规划》提出到2020年实现农民工入会率达55%以上,建档困难农民工全部解困脱困的目标。这些都说明当前和未来一段时间,国家和工会把流动人口的劳动权益放在重要的位置,并将吸纳这一群体加入工会作为实现这一目标的手段。那么,中国的工会效应是否真实存在?工会在维护流动人口劳动权益方面是否起作用?流动人口加入工会是否存在门槛限制?推进流动人口入会工作的重点在哪儿?对以上问题的关注一方面有助于使中国的工会理论更加系统化,另一方面有助于中国工会在履行其职能更具有操作性,切实保障所有劳动者的权益。

中国工会是服务于国家利益和社会稳定的一种工具。工会最主要的力量来源是它在党政系统中的合法地位和身份,当前工会的核心职能是“维稳”与“维权”。工会的经济功能在于提高职工的小时工资。然而,由于中国劳动力市场化程度不断提高,流动人口规模越来越大,2014~2018年,我国农民工工作取得了一系列成就,农民工就业规模持续扩大,农民工入会人数从1亿增加到1.4亿。非公企业组建工会、吸引会员入会,一直是各级工会关注的焦点。广大企业职工特别是农民工不能加入到工会中来,既损害了法律赋予他们的组建、加入工会的权利,也为工会维护职工权益、构建和谐劳动关系带来了障碍。相关行业也在探讨建立多方协调联动机制^④,合力发展农民工会员工作的方法和途径,最大限度把农民工组织到工会中来。

已有关于工会效应的相关研究多为平均意义上的结果,而对流动人口的研究则关注“底线保障”,那么工会能否提高流动人口工资收益,降低工作时间;中国户籍制度分割是否影响了流动人口加入工会;工会效应是否存在差异,在不同行业间这种差异表现是否一致等这一系列问题尚未有人回答。

本研究的边际贡献包括:一是合并不同群体样本数据克服了样本选择性偏差问题,针对成熟市场经济国家的相关研究表明不同类型职工的工会效应并不相同(Card, 1996)。国内相关研究要么基于城镇就业人口,要么基于农民工群体,而户籍制度造成的分割在中国劳动力市场上的影响极深,分类样本的研究容易忽略户籍因素的影响,形成对中国工会作用的误读。二是进一步考察了流动人口加入工会的门槛,使经典的工会理论更好地解释了中国特色现实。由于中国工会性质的特殊性,现有研究更多基于微观数据检验中国工会效应是否存在,较少关注中国加入工会的非自主选择性。虽然也有研究指出中国职工加入工会遵从从一定的选择机制(魏大海等, 2013),但尚未有人考察流动人口的身份是否限制了职工入会率,以及是否降低了工会对其的保障权益,而这在典型的劳动力市场制度性分割的环境下,是值得考虑和关注的。三是分行业对比了流动人口的工会效应以及入会门槛,为工会切实保障流动人口权益,探索有效的工作路径提供了一定的依据。

本文余下部分安排如下:第二部分对工会效应的相关文献进行梳理并提出研究假设;第三部分描述研究数据和研究方法;第四部分是工会效应与“流动”特征形成入会门槛的经验研究;第五部分是本文的结论与启示。

二、文献综述与研究假设

工会是当代社会中工人的主要组织。自亚当·斯密时代以来,经济学家、社会学家、工会组织者均参与了对工会效应的讨论,有人认为,成熟的市场经济国家的工会具有两副面孔:一是“垄断者”面孔,代表了工会强硬的垄断形象,以牺牲未加入组织的劳动者的利益和经济效益为代价来提高工会成员的工资。二是“代言人”面孔,代表了工会中性的应答人形象,以管理方式的改善和生产效率的提高在政治、经济等方面产生良好的作用(Freeman and Medoff, 1979)。工会的性质和劳动力市场特征决定了工会效应的作用机制和效果,而上述在成熟市场经济国家有效运行的机制及其表现是否也适用于中国,尚存争议。一方面,我国工会具有中国特色的

双重角色定位,“既维护职工利益又维护全国总体利益”、“既代表职工又代表党和政府”(徐世勇等,2014;谭泓,2015),工会维护劳动者权益的实际作用遭到质疑(Taylor et al.,2003);另一方面,市场化国家环境中,工会效应差异体现在人口特征和就业特征方面(理查德·B.弗里曼,2011),而我国劳动力市场存在制度性分割(赖德胜,1998),工会效应的差异表现可能也有所不同。

对于第一类争议,争议焦点在于中国工会的双重角色与工会维护劳动者权益的职能是否一致。即中国工会效应是否存在。

理论机制上,西方的工会理论不足以解释中国特色的工会机制,徐世勇(2014)利用委托—代理理论诠释了中国工会的双重角色与工会维权职能的一致性。委托—代理理论认为,代理方的行为是否与委托方所期望的行为保持一致,其影响因素在于是否存在有效的制度安排(Ross,1973)。对于中国而言,中国共产党兼具“执政党”与“领导党”两种宪法属性(蒋劲松,2001),因此承担更加多元化的职责(李景治,2005)。在此背景作用下,中国共产党、政府和工会之间的关系主要体现在:一是政府和工会坚持中国共产党的领导,包括在思想上、政治上和组织上接受党的领导(曹延平,2001);二是工会要依照工会章程独立自主开展工作(孙中伟,贺霞旭,2012),切实维权;三是工会和政府之间相互协助开展工作(徐世勇,2014)。按照中国的制度安排,政府和工作体现了中国共产党的政治意志和执政理念,三者在维护广大人民权重和劳动者利益方面具有高度的一致性。

实践操作上,《中华人民共和国工会法》、《中国工会章程》均明确了工会拥护党的领导,协助人民政府开展工作,以及维护职工合法权益的基本职责,并在2001年《工会法》修订版中,进一步强化了工会维护职工合法权益的职责。2003年王兆国在中国工会十四大报告中指出,“始终把党的领导作为工会工作的根本保证”,“始终把维护职工合法权益作为工会必须履行的基本职责”^⑤,突出了中国工会的双重角色与工会维权的一致性。2004年中华全国总工会提出新时期工运方针:“组织起来,切实维权”,再次强化了新时期工会在维护劳动者权益方面的职责。2005年中华全国总工会出台《关于加强协调劳动关系,切实维护职工合法权益,推动构建社会主义和谐社会的决定》,将“坚持自觉接受党的领导”、“是坚持围绕中心服务大局”,以及“依法维权”并行为工会维权的工作原则。2008年习近平在中国工会十五大祝词中强调“要在党和政府主导的维护职工权益机制中发挥工会的特点和优势”,再次确认了中国工会双重角色的体制性特征。随着中国经济实力的增强,关于经济和社会成果的分配问题日渐重要,中国共产党作为领导党和执政党也与此相应提出了建设社会主义和谐社会的政治主张,在宏观背景下,中国工会维护劳动者权益既是组织职能所在,又是维护国家稳定的重要组成部分(徐世勇等,2014),两者在实践操作上具有一致性。

经验分析上,随着微观数据的不断丰富,一系列经验研究从平均意义上证明了我国工会在维护劳动者权益方面的作用,具体表现为工会不仅可以提高会员群体的工资收入,降低工会会员的工作时间,还可以提高各项福利(Ge,2007;姚洋、钟宁桦,2008;Yao & Zhong,2013;魏下海等,2013),对中国工会的双重角色与维权职责的一致性给予较为科学的证明。

对于第二类争议,争议焦点在于中国工会效应的异质性与国际经验一致,还是有其特殊性。即关于工会效应的异质性问题。

国外关于工会效应的异质性研究主要有以下几类:在工会的工资效应方面,按年龄分类的研究结果表明,工会的工资效应在年轻劳动群体中最大,他们是劳动工资收入最低的群体;而工资效应在年龄最大的群体中反而最小,他们是劳动工资收入最高的群体(George & Youmans,1971)。按种族分类的研究结果表明,工会的工资效应在非白种人群体中比在白种人群体中更大(Orley,1972)。按职业分类的研究结果表明,工会为蓝领工人赢得的收益要高于白领工人。在蓝领劳动者群体中,工会为运输行业的体力劳动者赢得的收益最高,而服务业的工人和运输行业外的体力劳动者收益最低(理查德·B.弗里曼,2011)。按企业规模分类研究结果表明,工会效应会随着企业规模的扩大而减小(理查德·B.弗里曼,2011)。而工会效应差异与企业市场力量之间的关系目前仍存在较大的争议(Kowka,1983)。在劳动时间方面,虽然加入工会可以降低工作时间,但对于低收入群体而言,劳动供给带来的收入效应大于闲暇对劳动的替代效应,因此,低收入群体反而会选择主动加班,延长劳动时间,来

获取更高的劳动收入(罗纳德·G.伊兰伯格等,2007)。

国内关于工会效应的异质性研究融入了我国劳动力市场制度性分割的考虑,相关研究如表1所示。

一是按照劳动者能力、就业行业和就业所有制等特征分类。相关研究得出以下结论,传统服务业和现代服务业的工会效应比制造加工业的工会效应高,高附加值企业的工会效应还表现在对劳动者的在职培训方面,而且有助于提高企业的研发投入和人力资本培训投入(胡建国、刘金伟,2006;Ge, Y., 2007)。针对私营企业劳动者研究表明,工会效应并未体现在劳动者工资收入上,而是体现在福利和就业签约率方面(Lu et al., 2010)。按照劳动者能力和所在企业所有制分类研究结果表明,工会的工资效应对中能技能劳动者群体中最大,对低技能劳动者群体中次之,对高技能劳动者群体最小。而在工会效应的所有制差异上,国有企业职工的工会效应主要表现为更高的工资率,私营、港澳台和外资企业职工工会效应主要表现在工作时长上(李明、徐建伟,2014)。

二是针对企业政治关联度的工会效应研究,结果表明尽管工会能够普遍地提高劳动者工资收入,但在政治关联较强的企业中,工会的工资效应反而被显著地削弱(杨继东、杨其静,2013;Song et al., 2016)。

三是针对特定群体工会效应研究,研究结论却大相径庭。谢勇(2008)以南京市外来农民工为样本,从劳动合同的签订、工资是否被拖欠、劳动安全的状况以及日工作时间的长短等劳动权益的4个方面,研究了人力资本、就业特征以及工会身份对劳动者权益的影响,结果表明,工会组织、相关法律法规等制度性因素对农民工的劳动权益没有显著的影响。而孙中伟、贺霞旭(2012)针对长江三角洲地区的外来务工人员进行研究,结果表明虽然工会作用只能象征性保障劳动者的底线权益,比如最低工资符合率、强迫劳动、社会保险等低限劳动权益保障问题,但是不仅工会维护会员劳动权益,对非会员也具有保护作用。研究结论的不一致可能是由于不同的研究样本和研究目标所导致的。以城镇企业职工为样本的研究,多关注平均意义上的工会效应;以流动人口和农民工群体为样本的研究,则多关注就业的“底线权益”。

虽然研究结论不一致,但相关研究从不同角度验证了工会在维护劳动者劳动权益方面的作用,并且说明,对不同的劳动群体而言,工会效应确实存在差异。然而,已有研究仍存在以下空白的地方。

一是缺乏对流动人口和非流动人口的工会效应进行对比研究。已有研究多为直接对特定群体的工会效应进行研究,或为城镇单位职工群体,或为流动人口群体,由于样本的选择性偏差,难以考察工会效应差异,反

表1 国内相关研究文献简表

作者	研究议题	数据来源	研究结论
(一)按照行业、所有制以及劳动者能力分类			
Chen, M., Chan, A. (2004)	评估中国制造业行业工会和职工代表大会(SWRC)在职工的职业健康安全方面的作用	中华全国总工会1997年的一份全国性的制造业企业职工问卷调查数据	工会效应存在,体现为改善劳动者职业健康及安全工作条件
胡建国、刘金伟(2006)	私营企业劳资关系治理中的工会绩效进行实证分析	2005年和2006年在四川成都、北京和贵州贵阳进行的问卷调查	工会效应存在,但在劳动收入方面的作用小于西方市场化国家
Ge, Y. (2007)	中国工会在不同行业 and 不同所有制企业的影响及有效性	2004年第一次全国经济普查的企业层面数据	工会效应存在,表现为提高会员工资收入以及多项福利
Lu et al., (2010)	中国工会的表现以及在私营企业中劳动关系的改善	中共中央统战部在2006年对私营企业的问卷调查数据	工会效应不明确,虽然工会可以提高劳动者福利,但对工资收入没有影响
Yao, Y. & N. Zhong (2013)	本文关注于事关工人福利的3个方面:工资(工人的小时平均工资),工时(每月的平均工作小时数),福利(企业的养老保险覆盖率)	企业数据:北京大学2006年12个城市的企业社会责任的调查和国家统计局提供的样本企业	工会效应存在,体现为提高劳动收入,以及多项福利
李明、徐建伟(2014)	工会会员身份对职工劳动权益是否有影响;非公有制企业作为工会工作重点之后,这些企业职工的劳动权益是否有显著改善	2009年北京等6个省份的24万雇员—雇主匹配数据	工会效应存在,工会不仅提高了职工的工资率还降低了其工作时间
(二)企业的政治关联度差异			
杨继东、杨其静(2013)	企业的政治关联对工会的工人工资效应的影响	国际金融公司(IFC)和北京大学中国经济研究中心(CCER)在2006年春季对全国12个城市1268家企业的问卷调查	尽管工会能够普遍地提高劳动者工资收入,但在政治关联较强的企业中,工会的工资效应反而被显著地削弱
(三)特定群体			
谢勇(2008)	从劳动合同的签订、工资是否拖欠、劳动安全的状况及日工作时间的长短4个方面研究了农民工劳动权益的影响因素	2007年南京农业大学公共管理学院所组织的“南京市外来农民工劳动权益保障情况调查”	工会效应不存在,表现为工会身份对农民工的劳动权益没有显著的影响
孙中伟、贺霞旭(2012)	中国工会的建设情况以及如何保护外来工劳动权益	劳动力数据:2010年对珠江三角洲和长江三角洲19个城市的外来务工人员的问卷调查数据	工会效应存在,不仅维护会员劳动权益,也维护非会员劳动权益

资料来源:作者根据相关文献整理而得。

而容易对中国工会效应的作用产生不一致的研究结论。

二是缺乏对劳动者入会门槛的考察。虽然相关研究已经注意到这类“选择偏差”的问题,即劳动者入会遵从一定的选择机制(魏下海等,2013),但中国劳动者在工会参与上并非自主选择,劳动者并未拥有相同的入会机会,一些隐性的障碍甚至显性门槛可能构成限制(李龙、宋月萍,2017),这也影响了工会对劳动者权益维护的作用。

中国工会具有双重身份——既是政府的组织也是工人的组织,并且前者占据主导地位。因此,只要工会的目标不与政府相冲突,政府就将允许并支持工会在劳资谈判中扮演工人利益代表或者劳资协调人的角色而为工人争取更多利益。美国经验显示,工会不会以同样的幅度提高每个工人的工资,工会的工资效应在劳动报酬更低的群体中,反而更大(理查德·B.弗里曼,2011)。在中国,流动人口作为产业工人的重要构成,是城镇化和工业化的重要力量,但中国劳动力市场存在典型的制度性分割,那么在保障职工劳动权益方面,流动人口是否与城镇户籍人口享受同等待遇?现有文献似乎并未试图给出一个明确的答案。一个可能的解释是中国工会保障职工群众劳动权益是履行其职能的基本形式和重要领域,通过推动劳动立法和监督劳动执法来保障劳动者权益。由于户籍制度分割,流动人口参加工会的机会成本更低,流动人口在非户籍地就业所受到的劳动保护比较少,没有均等化的公共服务。为此,本文提出以下假设。

假设1:中国工会对劳动者权益保障程度存在异质性,即流动人口和户籍人口的工会效应不同。

“流动”身份是否是形成了个体加入工会的隐形障碍?由于流动性较强,劳动者不愿意在非户籍地加入工会。这一方面是因为人员流动性较大,工会组织难以建立,有的即使成立了,也是形同虚设;另一方面农民工由于受自身素质的局限,大部分人缺乏基本的法律常识和维权意识,选择通过组织或法律途径进行利益诉求或维权的人寥寥无几。为此,本文提出以下假设。

假设2:“流动”身份会形成劳动者加入工会的门槛。

根据中国《工会法》规定,“各级人民政府和企业主管部门与基层单位行政方面,在制定有关劳动工资方面的法令、决定和规章制度时,必须有同级工会组织和基层工会代表参加,并征得工会的同意和合作”。中国工会通过推动、参与劳动立法以及监督相关劳动法律法规的执行情况来影响劳动者工资和工作条件。不同行业部门对于相关劳动立法执行力度和程度不同,由此导致中国工会对劳动者权益保障程度存在异质性(夏小林,2004)。为此,本文提出以下假设。

假设3:工会对不同行业流动人口的劳动权益保障和入会门槛不一致。

因此,立足我国劳动力市场发展的现实情况,通过合并流动人口群体和非流动人口群体样本,考察工会是否可以维护流动人口的劳动权益以及他们的入会门槛,就显得十分必要。本文基于2013年卫生计生委对流动人口和流入地(户籍)人口的动态监测调查数据,对以上假设进行验证,试图找到构建流动人口和谐劳动关系的可能性途径,以及为创新工会工作提出可行意见。

三、数据与方法

(一)数据来源及指标选取

本文使用的数据来源于国家卫生和计划生育委员会从2009年开始对全国31个省份范围内的流动人口所做分层抽样调查。抽样总体为在调查前一个月前来本地居住、非本区(县、市)户口且年龄在15~59岁的流入人口,该调查包含了流动人口的家庭和人口的基本信息、流动与就业特征,以及卫生计生和社会融合等方面。根据研究的目的,本文选择了2013年流动人口动态监测调查数据为研究对象,2013年调查采取抽样调查和专题调查相结合的方式开展,本研究主要使用的是流动人口社会融合专题调查。为了避免选择性偏误,对比流动人口和非流动人口在劳动力市场中的工会效应,本文将流动人口社会融合调查问卷(C卷)和8省份本地人口调查问卷(D卷)按照调查所在省份进行合并,构成涵盖一个上海市松江区、苏州市、无锡市、武汉市、长沙市、西安市、泉州市和咸阳市8省份的人口样本集。该样本集包含了个体性别、出生年份、户籍、学历、职业、是否工会成员及工作时间、工资总额等多方面的信息。简言之,本文所用数据尽管并非全国层面的样本,但仍然

具有一定的代表性和可信性。工会会员组和非工会会员组在工资收入方面的差异体现在,会员组低于当地最低工资标准占比仅为10%,而非会员组则高达近90%。在工时方面,会员组遵守每天8小时(及以下)工作制的比例为76.52%^⑥,而非会员组为58.7%。以上统计表明是否为工会会员在劳动权益方面存在一定的差异,然而统计结果并不能证明这一差异是因为会员身份带来的,那么工会效应究竟是否存在,以及对于流动人口而言,是否具有相同的工会效应和同等的人入会概率是本文要考察的重点。

本文所考察的劳动者权益体现在工资和工时方面,被解释变量是小时工资、月工作时间。调查问卷中原始数据为月工资,而月工资难以反映劳动生产率,高工资很可能只是投入更多工作时间的结果,所以本文在问卷设置基础上,借助“您个人上个月平均每周工作几天”和“您个人上个月平均每天工作几个小时”的乘积代表月工作时间。利用月工资和月工作时间的商值得到小时工资,以此剔除时间的影响。解释变量是工会身份(*union*),主要的控制变量是人口流动(*flo*),在其他控制变量(*X*)的选取上,本文考虑以下几类:第一类是个体特征变量,具体包括:性别(*male*)、受教育年限(*schyear*)、工作经验(*exp*)、代际(*age80*)培训(*train*);第二类是个体就业特征变量,具体包括就业行业和就业企业所有制。主要变量的统计性描述如表2所示。

(二)处置效应与选择问题

在实证研究过程中,内生性问题的产生的原因主要有二:一是解释变量与被解释互为因果,相互影响;二是遗漏变量,并且遗漏变量与引入模型的其他变量相关。已有研究尝试各类计量方法克服内生性,有的使用样本选择模型(Lee, 1978; Duncan & Leigh, 1980; Robinson & Tomes, 1984),有的选择工具变量法(Duncan & Leigh, 1985; Acemoglu et al., 2001),有的使用多阶段最小二乘法(Booth & Chatterji, 1995; Card, 1996),还有些学者使用倾向值分析法(Bryson, 2002; Eren, 2007; 袁青川, 2015; 李龙、宋月萍, 2017)。

为了克服内生性问题,本文研究试图采用干预模型(Treatment),设计思路如下。

对于第一类内生性问题,理论上,西方理论中工会会形成垄断势力,提高入会者的工资。虽然在中国背景下,工会不具有垄断势力,但是有一定的制度性特征,即体制内就业者自动成为工会会员,进而享受到工会福利待遇。无论选择机制如何,中西方理论对这一问题的逻辑路径均为:加入工会——获得更高的福利待遇。因此,不存在第一类内生性问题。

对于第二类内生性问题,实际中,个体是否成为工会会员具有一定的选择机制,而这一选择与预期收入密切相关(Duncan & Leigh, 1985)。个体的条件变量既影响其工会参与选择,又影响其工资水平(Gittleman & Pierce, 2007),而表征个体条件的变量却难以观测。本文研究时假定工会会员身份遵从一定的选择规则,但由于真实的规则无法直接观测,因此需要定义一个潜变量,通过一个选择方程来捕捉。单独来看,选择方程实际上是一个模型在回归时要求其中至少包含有一个独立的解释变量虽不进入回归方程但极可能影响职工加入工会的概率。在本文我们用来捕捉这些变量,以克服内生性问题。

在经济学中,常常希望可以评估某项政策或某个项目实施前后的效应,将参与到项目的群体构成“处理组”(treatment group),而未参与到项目的群体构成

“控制组”(control group)。评估工会是否可以切实维护流动人口劳动权益,一个直接的做法是对比处理组和控制组在工资收入或工作时间方面的情况。如果直接对比,可以发现工会会员组工资收入高于非会员组,而工作时间却低于非工会会员,那么对于理性个体而言,必然会选择加入工会,成为工会会员。而值得注意的是,根据我国的现实情况,个体是否成为工会会员,不仅是自我选择(self-selection)的结果,还受到个体“流动”特征、就业行业、就业部门等一系列劳动力市场因素的影响,结

表2 主要变量及统计性描述

变量名称	会员组	非会员组	变量名称	会员组	非会员组
工时(小时/周)	49.43	57.35	流动人口(%)	53.62	74.29
工资(元/小时)	75.67	64.63	平均受教育年限(年)	12.05	10.41
男性(%)	54.14	55.69	经验(年)	9.71	6.44
行业背景就业比例			代际(80后)(%)	15.04	84.96
农业	0.21	1.17	培训(%)	34.26	14.41
制造业	53.66	36.67	所有制就业比例		
工业	1.51	0.65	国有企业	28.57	6.38
建筑业	1.76	5.77	集体	5.39	5.39
生产性服务业	6.55	5.41	私营	40.17	73.03
消费性服务业	12.33	33.1	港澳台	8.69	4.56
公共服务业	33.1	5.41	外资	14.74	7.15

注:(1)“平均受教育年限”按照Barro(2001)年的计算方法;(2)就业行业分类依据:“生产性服务业(ps)”按照国家统计局2015年生产性服务业分类标准进行划分,“消费性服务业(cs)”和“公共服务业(publics)”参照王恕立(2012, 2015)的分类标准。

果存在“选择偏差”(selection bias)。为此,本文借助Rubin(1974)提出的“反事实框架”(a counterfactual framework),以虚拟变量 $D_i=[0,1]$ 表示个体 i 是否为工会会员,1代表是会员,0代表非会员。其中, D_i 被称为“处理变量”(treatment variable),反映了个体 i 是否得到“处理”(treatment)。本文所考察的劳动权益记为 y_i , 工会身份记为 (D_i) , 在处理 (D_i, y_i) 之外,还可以观测到个体 i 的个体特征,记为 (x_i) , 也称为“协变量”(covariates)。这样总体可由 (y_0, y_1, D, x) 来表示。而个体 i 能否成为工会会员 (D_i) 又取决于可观测的流动特征、就业特征等 (Z) , 称为“依可测变量选择”(selection on observable)。为了解决这一问题, Maddala(1983)提出“处理效应模型”(treatment effects model), 直接对处理变量 D_i 进行结构建模, 识别步骤分为以下两步。

第一步,对解释变量构建模型:

$$y_i = x_i\beta + \gamma D_i + u_i \quad (1)$$

(1)式分析工会效应和个体因素是否会对劳动者权益产生影响,本文所考察的劳动权益主要体现在工资收入和工作时间两个方面,代入所设变量后,回归模型如下式所示:

$$\ln wage = \beta_0 + \gamma Union + \beta_1 X_i + u \quad (2)$$

$$\ln hour = \beta_0 + \gamma Union + \beta_1 X_i + u \quad (3)$$

其中,被解释变量是工资和工时,前两项取自然对数, $Union$ 为工会会员二值虚拟变量, X 为控制变量, u 是随机误差。若 $\gamma > 0$, 则意味着存在正向工会效应;反之,若 $\gamma < 0$, 则为负向工会效应。

第二步,利用Probit模型构建“处理方程”(treatment equation):

$$D^* = \alpha + \delta Z + \varepsilon \quad (4)$$

如果 $D^* > 0$, 则 $Union=1$, 否则 $Union=0$ 。

$$\text{Prob}(Union=1|Z) = \varphi(\delta Z)$$

$$\text{Prob}(Union=0|Z) = 1 - \varphi(\delta Z)$$

(4)式分析流动特征是否会影响个体成为工会会员,代入本文设置的变量后,选择方程如下式所示:

$$D^* = \alpha + \delta_1 Z_1 + \delta_2 Z_2 + \delta_3 Z_3 + \varepsilon \quad (5)$$

其中, Z 是潜变量,干预效应模型假定 u, ε 两个随机误差项服从二元正态分布,且假定 $\text{var}(u) = \sigma^2$, $\text{var}(\varepsilon) = 1$, $\text{cov}(u, \varepsilon) = \rho\sigma^2$, ρ 是两个随机误差项 u, ε 相关系数。这里需要针对原假设 $H_0: \rho=0$ 进行似然比检验。如果 $\rho=0$ 成立,表明 u, ε 之间不存在共同参数,回归方程与选择方程相互独立,OLS回归是合适的。反之,如果 $\rho \neq 0$ 成立,则说明两个方程的随机扰动项相关,工会会员身份虚拟变量 $Union$ 为系统内生,适合采用处理效应模型回归(Breen, 2011)。

四、工会效应与入会门槛的经验分析

本文首先考察平均意义上是否存在工会效应,即无论是否为流动人口,所有劳动者均能从工会身份中获益。其次,再考察处置效应与选择问题,即个体在选择成为工会会员时,受什么因素的影响,“流动”特征是否会成为个体加入工会的门槛。工会效应与入会选择的回归方程如下所示:

$$\ln wage = \beta_0 + \beta_1 Union + u \quad (6)$$

$$\ln hour = \beta_0 + \beta_1 Union + u \quad (7)$$

$$Union = \delta_0 + \delta_1 flo + \varepsilon \quad (8)$$

(一)基本回归结果

表3第(1)、(2)列报告了OLS回归的结果。其中,第(1)列是以小时工资为被解释变量的结果,可以看出,成为工会会员对劳动者的小时工资有显著的影响,相对于非会员而言,会员劳动者的小时工资高出大约20.34% ($e^{0.194}-1$)。以工作时间为被解释变量,结果如第(2)列所示,会员比非会员工作时间降低了14.4% ($e^{-0.156}-1$)。OLS回归结果表明在工资和工时方面的确存在工会效应,即成为工会会员可以显著提高工资水平,降低工作时间。如果工会效应为正,那么成为工会会员将是个体的理性选择。然而实际上,并非所有劳动

者均能成为工会会员。个体成为工会会员在一定程度上可能遵循一定的选择机制,进而影响了线性回归结果的可信度,为此,我们通过处理效应模型克服这一问题。

根据研究目的,本文将流动人口变量加入到处理模型中(如8式),结果如表3第(3)、(4)列所示,工会效应依然存在。相对于非会员而言,会员劳动者的小时工资高出大约1.23倍($e^{0.802}-1$),会员比非会员工作时间降低了3.4倍($e^{-1.223}-1$)。这一结果明显高于以城镇企业职工为样本的研究结果(姚洋、钟宁桦,2008;杨继东、杨其静,2013;李明、徐建伟,2014)。然而这一结果有其合理性,由于样本选择偏差,以城镇单位职工或流动人口为样本的研究,其样本群体个体特征、就业方式等特征较为一致,而本研究所采用的混合样本,结果中不仅包含工会效应差异,还包含了群体特征差异、就业方式特征差异等,因此,这里的结果与其他一些文献的回归结果暂时不具有可比性,本文也会在进一步分析中剔除这些因素的影响。回归方程与处理方程误差项的相关系数为-0.5807,似然比检验结果显示,在1%的显著性水平上拒绝 $H_0:\rho=0$ 的假设,说明个体能否成为工会会员的确存在选择性偏差,处理效应模型是合适的。处理模型的结果如表3(B处理方程)所示,流动特征的确会影响劳动者成为工会会员的概率,流动人口成为工会会员的概率明显要低于本地(户籍)人口,并且通过1%的显著性水平。因为处理效应的估计是利用Probit回归模型,直接报告结果为潜变量的参数,通过均值边际效应(marginal effect at the mean, MEM)处理,我们可以得到一个更有实际意义的结果(刘泽云、孙志军,2011),即流动人口成为工会会员的概率低于本地(户籍)人口15.45%^⑦。

除了会员身份外,影响劳动者工资收入和工作时间的因素,一方面包括个体特征因素,比如性别、年龄等,另一方面包括人力资本特征因素,比如受教育水平、工作经验、在职培训(Mincer, 1974)。另外,本文还控制了雇佣类型变量,因为根据国际劳工组织的定义,雇佣类型分为正规雇佣和非正规雇佣,其中非正规雇佣(non-standard employment)是指全日制标准用工之外所有雇佣形式的统称,包括:临时雇佣(temporary employment)、非全日制工作(part-time and on-call work)、临时代理工作(temporary agency work)、多重雇佣(multiparty employment relationships)、派遣劳务(dispatched work)、自雇就业(dependent self-employment)^⑧,显而易见,这些雇佣类型具有较强的灵活性,会直接影响劳动者的工资收入和工作时间。

而对于会员身份的选择,按照我国《工会法》、《劳动法》等相关法规,虽然参加和组织工会是劳动者的一项基本权利,然而从现实而言,除了本文重点关注的“流动”特征会影响个人是否能够成为工会会员外,还需要考虑以下几类因素:一是产业结构。因为根据产业关系演变过程和产业特征,工业化背景下的工作特征是以固定工作场所为主,这样的工作特征本身就构成了联合劳动者加入工会的优势。而随着第三产业的兴起与发展,工作场所不再固定,工会化水平反而会降低(托马斯·A. 寇肯等,2009)。所以相比而言,第二产业发达的地区,劳动者加入工会的可能性最高。二是行业因素。即使在相同的产业内,不同行业的工会化程度也不同,受到行业特征的影响,比如制造业入会概率会相对较高,而建筑业入会概率相对较低。三是所有制因素。根据中国社会主义市场经济特色,在我国劳动力市场转型过程中,不同所有制部门工会化程度并不一致(陆铭,2001),制度性分割使个体进入国有部门就业成为工会会员的概率大于在私营部门就业时的概率。四是地区工会化程度,主要是不同地区私营企业中建立工会的比例(姚洋、钟宁桦,2008)。综合考虑到以上因素,回归方程(6)~(8)式变为:

$$\ln wage = \beta_0 + \beta_1 Union + \beta_2 schyear + \beta_3 exp + \beta_4 male + \beta_5 age + \beta_6 train + \beta_7 employtype + u \quad (9)$$

$$\ln hour = \beta_0 + \beta_1 Union + \beta_2 schyear + \beta_3 exp + \beta_4 male + \beta_5 age + \beta_6 train + \beta_7 employtype + u \quad (10)$$

表3 工会效应与入会门槛(1)

被解释变量	(1) 小时工资	(2) 月工时	(3) 小时工资	(4) 月工时
回归方法	OLS		Treat-ts (A 回归方程)	
工会会员	0.194*** (18.57)	-0.156*** (-31.27)	0.802*** (15.08)	-1.223*** (-29.92)
cons	3.976*** (924.53)	4.014*** (1803.39)	3.888*** (445.18)	4.168*** (616.91)
r ²	0.0146	0.0351		
hazard lambda			-0.347*** (-11.80)	0.610*** (27.28)
工会会员			Treat-ts (B 处理方程)	
流动人口			-0.658*** (-28.72)	-0.658*** (-28.72)
cons			-0.633*** (-35.21)	-0.633*** (-35.21)
ρ			-0.5807	1.0000
LL			-7942.8267	-7942.8267
sigma			0.5983	0.4716
N	20263	20263	20263	20263

注:(1)采用OLS回归模型中,括号内为经稳健标准误调节计算的t值,采用Treatment回归模型中,括号内为经稳健标准误调节计算的Z值。(2)*p<0.1,***p<0.05,***p<0.01。

$$Union = \delta_0 + \delta_1 flo + \delta_2 Industry + \delta_3 Job + \delta_4 Udensity + \varepsilon \quad (11)$$

其中, $\ln wage$ 表示小时工资对数, $\ln hour$ 表示工作时间的对数。 $Union$ 表示是否为工会会员, $schyear$ 为平均受教育年限, exp 为工作经验, $male$ 为男性, age 表示年龄, $train$ 代表是否接受过培训, $employtype$ 代表就业类型, flo 表示是否为流动人口, $Industry$ 表示个体所处行业, Job 表示就业所有制, $Udensity$ 表示地区私营企业工会密度。

1. 工会效应

工会在维护劳动者权益方面的作用如表4所示。在工资收入方面(第(1)、(2)列),控制了个体特征、人力资本因素以及劳动力市场规范程度后,平均而言,获得会员身份对劳动者小时工资收入有29.82%($e^{0.261}-1$)的提高,并通过1%的显著水平。受教育水平、工作经验、男性均会显著提高个体收入,而培训、是否正规雇佣对收入的提升作用并不显著。相对于30岁以上劳动群体,30岁以下的青年劳动群体收入水平较低。具体而言,每增加一年受教育水平,对劳动者的小时工资收入有5.44%($e^{0.053}-1$)的提高;每增加一年工作经验,对劳动者的小时工资收入有0.5%($e^{0.005}-1$)的提高;相比女性而言,男性的小时工资收入高出22.99%($e^{0.207}-1$);平均而言,相对于30岁以上的群体,30岁以下的群体的收入平均低0.9%($e^{-0.009}-1$)相对较低。

在工作时间方面,如表4第(3)、(4)列所示,控制了个体特征、人力资本因素以及劳动力市场规范程度后,平均而言,获得会员身份每个月可以降低劳动者26.73%($e^{-0.311}-1$)的工作时间,受教育水平、工作经验、在职培训和正规雇佣也均会显著降低个体工作时间,而男性和青年群体工作时间较长。具体而言,每增加一年受教育水平,将有助于劳动者每个月减少2.18%($e^{-0.022}-1$)的工作时间;每增加一年工作经验,有助于劳动者每月减少0.3%($e^{-0.003}-1$)的工作时间;相比女性而言,男性的每月工作时间高出2.59%($e^{0.0256}-1$);相对于30岁以上的群体,30岁以下的群体的工作时间略长,大约在0.44%;接受培训有助于降低劳动者月工作时间的3.9%($e^{-0.0398}-1$);相对于非正规雇佣的劳动者,正规雇佣的劳动者每月工作时间少12.62%($e^{-0.1349}-1$)。

2. 入会门槛

处理模型(B部分)结果显示,流动人口成为工会会员的概率低于本地(户籍)人口。入会选择的均值边际效应结果表明,流动人口成为工会会员的概率低于本地(户籍)人口10.4%。进一步,利用“地区农民工入会率”指标替代“地区私营企业工会密度”指标,代表地区工会化程度指标加入处理方程,结果基本不变^⑨。其他因素对劳动者入会门槛的影响:产业结构方面,相比第一产业,第二产业和第三产业都有利于个体成为工会会员,但第二产业发达的地区成为工会会员的概率更大。行业特征方面,相对于农林牧副渔业,就业于其他行业有利于个体成为工会会员,全样本在各个行业就业过程中成为工会会员概率由大到小依次排序为:工业、公共服务业、制造业、生产服务业、消费服务业、建筑业。就业于

表4 工会效应与入会门槛(2)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	A. 回归方程			
	小时工资		月工时	
工会会员	0.292*** (8.40)	0.261*** (8.75)	-0.334*** (-18.56)	-0.311*** (-20.26)
平均受教育年限	0.054*** (39.48)	0.053*** (39.23)	-0.022*** (-32.96)	-0.022*** (-32.24)
经验	0.003*** (7.81)	0.005*** (7.95)	-0.003*** (-10.05)	-0.003*** (-10.01)
男性	0.206*** (27.57)	0.207*** (27.65)	0.028*** (7.35)	0.026*** (7.10)
80后	-0.009 (-1.06)	-0.009 (-1.07)	0.004 (1.00)	0.004 (1.04)
培训	-0.001 (-0.06)	-0.004 (-0.39)	-0.045*** (-9.17)	-0.039*** (-8.14)
正规雇佣	-0.016 (-1.68)	-0.016* (-1.73)	-0.137*** (-28.22)	-0.135*** (-27.71)
cons	3.2539*** (208.37)	3.26*** (207.16)	4.398*** (553.90)	4.3875*** (549.63)
	B. 处理方程			
工会会员				
流动人口	-0.662*** (-25.26)	-0.486*** (-17.12)	-0.662*** (-25.26)	-0.466*** (-17.12)
第二产业	0.006 (1.30)	0.017*** (3.56)	0.006 (1.30)	0.017*** (3.56)
第三产业	0.001 (0.40)	0.004 (1.24)	0.001 (0.40)	0.005 (1.24)
制造业	0.842*** (16.35)	0.740*** (13.84)	0.842*** (16.35)	0.740*** (13.84)
工业	1.238*** (12.58)	0.801*** (7.77)	1.238*** (12.58)	0.801*** (7.77)
建筑业	-0.091 (-1.11)	-0.124 (-1.48)	-0.091 (-1.11)	-0.124 (-1.48)
生产性服务业	0.519*** (7.94)	0.319*** (-4.620)	0.519*** (7.94)	0.319*** (4.62)
消费性服务业	-0.019 (-0.36)	-0.007 (-0.14)	-0.019 (-0.36)	-0.008 (-0.14)
公共服务业	0.976*** (17.00)	0.507*** (8.07)	0.976*** (17.00)	0.507*** (8.07)
集体企业		-0.475*** (-8.03)		-0.475*** (-8.03)
私营及个体		-0.977*** (-24.63)		-0.977*** (24.63)
港澳台		-0.536*** (-8.43)		-0.546*** (-8.43)
外资企业		-0.480*** (-9.20)		-0.480*** (-9.20)
地区私营企业工会密度		-0.005*** (-4.02)		-0.005*** (-4.02)
hazard lambda	-0.1276*** (-6.56)	-0.1135*** (-6.70)	0.1700*** (0.010)	0.1625*** (18.82)
cons	-1.495*** (-4.10)	-1.281*** (3.37)	-1.495*** (0.365)	-1.281*** (-3.37)
p	-0.2424	-0.2162	0.6065	0.5859
sigma	0.5265	0.5251	0.2800	0.2772
LL	-7219.7971	-6850.394	-7219.7971	-6850.394
N	20263	20263	20263	20263

注:(1)采用Treatment回归模型中,括号内为经稳健标准误调节计算的Z值。(2)* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

建筑行业成为工会会员概率最低,这与许多建筑行业劳动关系的研究和调查结论一致(沈原,2007;蔡禾、贾文娟,2009;赵炜,2016)。因为我国建筑行业用工模式是一种“包工制”,这种用工模式在总承包核心层面,通过较高工资和提供培训的方式保留技术工人和现场管理人员,而在建筑项目实施的分包层面,大量雇佣短期和临时工。“包工制”下,分包层面的不规范用工,造成建筑工人流动性极强,进而加入工会的概率也非常低。另一个入会率较低的行业是消费性服务业,该行业具体涵盖了批发零售、住宿餐饮业,这些行业中灵活用工比例较大,无疑降低了劳动者参与工会的概率。所有制特征方面,国有单位成为工会会员的概率最高,这符合我国工会的“桥梁”角色,也与工会化进程先体制内部门,后体制外部门的进程相一致。

为了保证结果的稳健性,本文采用最大似然估计(Treat-MLS)进行稳健性检验,它能够提供更比两步法更小的标准误,进而估计相对更有效(Breen,2011)。稳健性检验结果均有与两步法(Treat-ts)一致的结果^①,说明工会效应与入会门槛的经验分析结果较为稳健。工会的确有助于维护劳动者权益,而在获取工会会员资格方面,流动人口因其“流动”特征而面临着入会门槛,成为工会会员的概率小于本地户籍人口10%左右。

(二)“流动”特征影响

为了进一步对比流动人口和非流动人口的工会效应差异,探究工会是否可以切实、有效地维护流动人口的劳动权益,本文接下来对“流动”特征的影响进行估计。具体包括两个步骤:一是“流动”特征对工会效应的影响,即如果流动人口成为工会会员,那么工会效应是否会有变化;二是流动人口就业于哪个行业、哪类所有制部门入会概率更高。为此,本文基于处理效应模型进行估计。

1.“流动”特征对工会效应的影响

在工资和工时的工会效应回归方程基础上,引入工会会员(Union)与流动人口(flo)的交互项(如式子(12)、(13)所示),通过其系数来识别流动人口成为工会会员后,工资收入和工作时间的变化程度。

$$\ln wage = \beta_0 + \beta_1 Union + \beta_2 flo + \beta_3 (Union \times flo) + \beta_i X + u \quad (12)$$

$$\ln hour = \beta_0 + \beta_1 Union + \beta_2 flo + \beta_3 (Union \times flo) + \beta_i X + u \quad (13)$$

结果如表5所示,“流动”特征对工会效应的确存在影响。在工资收入方面,流动人口的工会效应(34.18%)明显高于平均工会效应(29.82%)^①,这一结果与西方已有研究结论保持一致,工会的工资效应在劳动报酬更低的群体中,反而更大(理查德·B.弗里曼,2011);在工作时间方面,流动人口的工会效应(-24.87%)则低于平均工会效应(-26.73%),这一结果在1%的水平上显著。工会效应在工资收入和工作时间方面表现不一致,这一结果具有合理性。理论上,根据描述劳动力供给行为的“劳动—闲暇选择的新古典模型”(neoclassical model of labor-leisure choice),工资率提高会同时带来收入效应和替代效应,如果替代效应的强度超过收入效应,那么工资率提高将增加工作时间;如果收入效应的强度超过替代效应,那么工资率的提高将减少工作时间。实际经验上,对于流动人口群体而言,其替代效应高于收入效应,并且他们对于延长工作时间具有主动性。这是由于两方面的原因:一方面,他们选择流动的原因就是希望通过“务工”获取更高的收入,因此,即使工会身份可以提升他们的工资率,他们也愿意延长工作时间;另一方面,流动人口84%以上是农村户口,他们虽然在城镇就业,但社会融合程度不高,因此将闲暇时间更多地配置于工作。此外,已有学者在研究访谈过程中,也获得这样的信息,一方面由于没有家人在身边,另一方面希望可以多寄钱回家,所以流动人口群体自身偏好于延长工作时间(姚洋、钟宁桦,2008)。

表5 “流动”特征对工会效应的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
A. 回归方程				
	小时工资		月工时	
工会会员	0.185*** (6.52)	0.195*** (6.87)	-0.321*** (-20.85)	-0.317*** (-20.62)
工会会员 ×流动人口	0.109*** (5.11)	0.111*** (5.21)	0.035*** (3.33)	0.037*** (3.53)
cons	3.234*** (215.24)	3.234*** (215.26)	4.383*** (544.14)	4.383*** (544.39)
B. 处理方程				
工会会员				
流动人口	-0.447*** (-15.58)	-0.452*** (-15.75)	-0.481*** (-16.97)	-0.486*** (-17.12)
地区农民工入会率	0.005* (1.86)		0.005** (1.97)	
地区私营企业 工会密度		-0.005*** (-4.04)		-0.005*** (-4.02)
cons	-1.128*** (-2.72)	-1.594*** (-4.17)	-0.808** (-1.96)	-1.281*** (-3.37)
hazard lambda	-0.106*** (-6.23)	-0.113*** (-6.66)	0.157*** (17.24)	0.153*** (16.96)
p	-0.20226	-0.21550	0.56721	0.55675
LL	-6796.49	-6790.02	-6856.57	-6850.39
sigma	0.5245	0.5249	0.2760	0.2754
N	20263	20263	20263	20263

注:(1)采用Treatment回归模型中,括号内为经稳健标准误调节计算的Z值。(2)*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

2.“流动”特征对入会门槛的影响。

既然工会在维护流动人口劳动权益方面有如此显著的作用,那么推进流动人口入会是必然的选择。然而,关于劳动者入会门槛的经验分析已表明,具有“流动”特征的个体入会门槛较高。从2010年以来,我国工会大力推行“两个普遍”,旨在以全面覆盖的力度,服务全体劳动者。为了使流动人口入会推进工作更加精准化,本文进一步讨论流动人口分行业、分所有制入会门槛差异。

考虑到劳动关系发展过程中,不同行业入会率的差异,加入行业变量与流动人口变量的交互项,处理方程变为:

$$Union = \delta_0 + \delta_1 flo + \delta_2 (Industry \times flo) + \varepsilon \quad (14)$$

其中, $Industry \times flo$ 表示行业变量与流动人口变量的交互项。流动人口分行业入会门槛差异如表6所示。除农林牧副渔业外,流动人口在第二产业和第三产业所涵盖的行业中,入会概率低于本地户籍人口11.13%。分行业对比结果显示,流动人口就业于制造业和工业所面临的入会门槛相对低一些,在这两个行业,流动人口入会概率仅低于本地(户籍人口)5.1%(-11.13%+6.03%)和6.92%(-11.13%+4.21%)。相对而言,在其他行业,流动人口所面临的入会门槛较高。如果就业于建筑业,流动人口入会率将低于本地(户籍)人口16.49%(-11.13%-5.36%);如果就业于生产性服务业,流动人口入会率将低于本地(户籍)人口13.22%(-11.13%-2.09%);如果就业于消费性服务业,流动人口入会率将低于本地(户籍)人口11.4%(-11.13%-0.27%);如果就业于公共服务业,流动人口入会率将低于本地(户籍)人口11.69%(-11.13%-0.56%)。

考虑到中国特色工会化进程是从体制内扩展到体制外,加入体制变量和流动特征的交互项,处理方程变为:

$$Union = \delta_0 + \delta_1 flo + \delta_2 (Ownership \times flo) + \varepsilon \quad (15)$$

其中, $Ownership \times flo$ 表示企业所有制变量与流动人口变量的交互项。回归结果如表7所示,在非国有企业,流动人口入会概率低于本地(户籍)人口15.94%。具体而言,如果就业于私营企业,流动人口入会概率将低于本地(户籍)人口8.54%(-15.94%+7.4%);如果就业于港澳台企业,流动人口入会概率将低于本地(户籍)人口6.17%(-15.94%+9.77%);如果就业于外资企业,流动人口入会概率将低于本地(户籍)人口9.11%(-15.94%+6.83%)。在以上3个行业就业,流动人口面临的入会门槛相对较低。而如果就业于集体所有制企业,那么流动人口将面临较高的入会门槛,入会概率低于本地(户籍)人口18.33%(-15.94%-2.39%)。

五、结论与启示

维护职工权益是工会的基本职责,切实做好这一工作对于稳定职工队伍、和谐劳动关系具有重要的意义。本文利用2013年8省份流动人口和本地(户籍)人口融合数据,采用处置效应模型对工会在维护劳动权益方面的作用进行了研究,结果表明:(1)中国工会的确可以切实维护劳动者的劳动权益。成为工会会员不仅可以提高劳动者的工资收入,而且可以降低工作时间。平均而言,工会会员比

表6 流动人口就业于不同行业面临的入会门槛

	(1)	(2)	(3)
	B. 处理方程		MEM
工会会员	小时工资	月工时	(dy/dx)
流动人口	-0.510*** (-5.01)	-0.597*** (-6.01)	-0.1113*** (-6.10)
流动人口×制造业	0.272** (2.45)	0.370*** (3.40)	0.0603*** (3.23)
流动人口×工业	0.159 (0.76)	0.236 (1.14)	0.0421 (0.98)
流动人口×建筑业	-0.488*** (-2.77)	-0.412** (-2.37)	-0.0536*** (-3.52)
流动人口×生产性服务业	-0.191 (-1.34)	-0.123 (-0.88)	-0.0209 (-1.17)
流动人口×消费性服务业	-0.052 (-0.46)	-0.065 (-0.58)	-0.0027 (-0.17)
流动人口×公共服务业	-0.075 (-0.56)	0.011 (0.08)	-0.0056 (-0.29)
cons	-0.990** (-2.34)	-0.630 (-1.50)	
hazard lambda	-0.073*** (-4.52)	0.165*** (19.02)	
p	-0.1404	0.59572	
LL	-6770.7138	-6822.5143	
sigma	0.523	0.2777	
N	20263	20263	

注:(1)括号内为经稳健标准误调节计算的Z值。(2)*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

表7 流动人口就业于不同所有制部门面临的入会门槛

	(1)	(2)	(3)
	B. 处理方程		MEM
工会会员	小时工资	月工时	(dy/dx)
流动人口	-0.758*** (-10.41)	-0.774*** (-10.61)	-0.1594*** (-9.98)
流动人口×集体企业	-0.176 (-1.41)	-0.219* (-1.77)	-0.0239 (-1.45)
流动人口×私营和个体	0.439*** (5.43)	0.412*** (5.11)	0.0740*** (6.18)
流动人口×港澳台企业	0.437*** (2.63)	0.448*** (2.68)	0.0977** (2.24)
流动人口×外资企业	0.325*** (3.01)	0.324*** (3.00)	0.0683*** (2.79)
cons	-0.883** (-2.12)	-0.570 (-1.38)	
hazard lambda	-0.071*** (-4.44)	0.156*** (18.44)	
p	-0.13583	0.5667	
LL	-6768.7971	-6829.0822	
sigma	0.5229	0.2761	
N	20263	20263	

注:(1)括号内为经稳健标准误调节计算的Z值。(2)*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

非会员的小时工资收入高 29.82%, 每个月的工作时间可以降低 26.73%。(2) 工会对流动人口群体作用更大。在工资收入方面, 流动人口的工会效应为 34.18%, 高于平均工会效应 4.36%; 在工作时间方面, 流动人口的工会效应为 -24.87%, 低于平均工会效应 1.86%。这一结果与市场化国家的工会效应研究结论较为一致, 即工会的工资效应在相对弱势的劳动者群体中更大, 而工会的时间效应在相对弱势的劳动者群体中更小。(3) 流动人口加入工会面临着一定门槛。平均而言, 流动人口成为工会会员的概率低于本地(户籍)人口 10.4%。劳动者在各行业就业过程中, 成为工会会员概率由大到小依次排序为: 工业、公共服务业、制造业、生产服务业、消费服务业、建筑业。所有制特征方面, 劳动者在国有企业就业过程中, 成为工会会员的概率最高。(4) 流动人口入会门槛较高的行业、部门将是工会工作的重点行业、部门。重点行业是建筑业、生产性服务业、消费性服务业以及公共服务业, 流动人口在这 4 个行业就业入会概率低于本地(户籍)人口 16.49%、13.22%、11.4% 和 11.69%。重点部门为集体部门, 流动人口在该部门就业入会概率低于本地(户籍)人口 18.33%。

以上结论较好地验证了本文的研究假设, 即中国工会效应真实存在, 加入工会可以提高劳动者收入和降低了工作时间。这一结论与大多数经验分析结论一致(Ge, Y., 2007; Lu et al., 2010; Yao, Y. & N. Zhong, 2013; 李明、徐建伟, 2014; 杨继东等, 2013; Song et al., 2016), 对中国工会的双重角色与维权职责的一致性给予较为科学的证明。然而这些研究均为平均意义上的结果, 并未考虑我国劳动力市场中存在的制度性差异。一些针对外来农民工群体研究结果却难以证明工会效应的存在(谢勇, 2008; 孙中伟等, 2012)。与已有研究不同, 本文尝试采用城镇劳动力与流动人口的合并数据, 考察中国工会效应及其特征, 结果发现由于户籍制度因素, 流动人口加入工会后的工资效应小于户籍人口加入工会的工会效应, 与此同时, 流动人口加入工会的门槛高于户籍人口, 在不同行业间流动人口入会门槛和工会效应也不同。与现有研究相比, 本研究的拓展性贡献体现为: 一是证明中国工会效应的存在, 并且工会对流动人口的工资效应大于本地户籍人口, 这与已有研究指出工会对外来工劳动权益保护的“稻草人”机制不同(孙中伟、贺霞旭, 2012)。二是进一步验证了流动人口选择加入工会的户籍障碍甚至身份门槛, 这既反映了流动人口社会融合较差, 又反映出中国劳动力市场制度性分割问题依旧比较突出。三是分行业对比了流动人口的工会效应以及入会门槛, 为工会切实保障流动人口权益, 探索有效的工作路径的提供了一定的依据。

为了以更广的覆盖和更好的服务, 切实维护流动人口劳动权益, 本文提出以下政策建议。

第一, 强化源头参与, 加大工会维护劳动者权益的力度。本文的研究结果表明, 我国工会的确可以维护劳动者权益, 并且对相对弱势的群体作用更大。工会作为劳动者权益的维护者, 要在关系劳动者切身利益的重大问题上强化参与, 加大工会维护劳动者权益的力度。特别是在顶层设计环节, 进一步畅通源头参与渠道, 积极参与涉及劳动者利益的改革措施的制定, 包括劳动法律体系的修订、新型劳动关系的规范、集体工资协商制度的落实等。

第二, 全面推行“流动会籍”管理制度, 提高工会服务对流动人口的有效覆盖。全面推行“流动会籍”管理制度, 以对流动人口加入工会的广覆盖, 重塑工会对劳方的代表性。根据流动人口就业的特点, 在已有的基层街道工会基础上, 借助市场力量继续发展工会组织, 推行流动会籍管理制度, 一方面提高已就业流动人口在流入地持有“中华全国总工会会员证”的比例, 另一方面对持有户籍地总工会统一核发的“中华全国总工会会员证”的群体, 简化到就业关系所在地工会办理会员接转手续, 实现流动人口就业关系与工会会员关系挂钩, 切实提高工会组织对流动人口的有效覆盖, 为流动人口维权和服务提供组织保障。

第三, 不断创新工会服务内容, 承担流动人口社会融合“大使”角色。平均意义上, 我国工会在降低劳动者工作时间方面有积极的作用, 但对于流动人口, 这一作用却失效。这意味着我国工会不仅要起到“家长”和“桥梁”的作用, 在城镇化进程中, 对于以农村户籍为主的流动人口, 工会还需要担当社会融合“大使”角色, 帮助流动人口市民化。一方面, 流入地工会依托城市公共建设, 免费开放资源, 比如, 职工之家、工人文化宫等, 定期组织流动人口在城市的活动, 使他们融入到当地的文化生活中, 缓解他们在异地的思乡之情。另一方面, 依托

流入地工会考虑对流入到本地区的流动人口实施医疗互助保障覆盖,逐步实现流入地工会数据库与流出地医疗数据库的对接,以无差异医疗保障服务,免除流动人口劳动就业的后顾之忧。

第四,精准行业工会和各级工会服务方向,维护流动人口的劳动权益。分行业和分部门研究结果表明,流动人口在建筑行业、生产性服务行业、消费性服务业以及公共服务行业,以及集体部门入会门槛较高,那么未来在推进流动人口入会工作时,这些行业和部门将是工作推行的重点行业 and 重点部门。一方面要根据行业部门的具体用工特点,产业工会聚焦主责、精准发力,从组织流动人口入会到以流动人口需求为导向提供全方位服务,实现了流动人口入会数量和服务质量的“双提升”。另一方面,要密切关注行业在发展新经济形态中,不断涌现的各类灵活就业的劳动者的劳动权益问题,主要包括非正式员工、劳务派遣用工、兼岗混岗等情况,切实维护流动人口的劳动权益。

(作者单位:纪雯雯,中国劳动关系学院;赖德胜,北京师范大学。责任编辑:尚增健)

注释

①作者根据历年《中国工会统计年鉴》数据估算而得。

②中国国防邮电工会、国家邮政局、全总基层工作部、中国快递协会、地方总工会、快递企业等多方协调联动机制。

③作者根据相关数据估算而得,具体包括国家统计局:2009~2015年全国农民工监测调查报告数据;2008年之前的农民工数据来源分别为:2007年数据通过2008年农民工监测报告总数减去增量获得;2006年的数据来源于中华人民共和国中央人民政府网发布的《2006年全国农民工工作综述》中的概数,原文表述为“2亿多”,http://www.gov.cn/jwz/ft3/20070126/content_504964.htm;2005年数据来源于国务院发展中心《中国农民工现状及其发展趋势总报告》数据;2014年数据来源于全国总工会新闻发言人、宣传教育部部长王晓峰在全国总工会第三季度新闻通气会上通报数据。

④全国总工会新闻发言人、宣传教育部部长王晓峰在全国总工会第三季度新闻通气会上发言。

⑤《学习工会十四大报告讲话》,中国工人出版社,2003年。

⑥《劳动法》第三十六条国家实行劳动者每日工作时间不超过8小时、平均每周工作时间不超过44小时的工时制度。

⑦限于篇幅,本文不报告均值边际效应回归结果,感兴趣读者可与作者联系。

⑧参见国际劳工组织对这一概念的界定,<http://www.ilo.org/global/topics/non-standard-employment/lang--en/index.htm>。

⑨流动人口成为工会会员的概率低于本地(户籍)人口10.3%。

⑩限于篇幅,这里就不报告回归结果,感兴趣读者可与作者联系。

⑪Brown和Mergoupis(2011)给出了含有交互项干预效应模型的回归步骤,基于该步骤,对于流动人口而言,union的回归系数为 $\exp^{(0.185-0.109)}-1$ 。

参考文献

- (1)蔡禾、贾文娟:《路桥建设中包工头工资发放的“逆差序格局”》,《社会》,2009年第5期。
- (2)曹延平:《党与工会的历史关系》,《中国劳动关系学院学报》,2001年第4期。
- (3)胡建国、刘金伟:《私营企业劳资关系治理中的工会绩效》,《中国劳动关系学院学报》,2006年第3期。
- (4)蒋劲松:《中西执政党理念及制度比较》,《人大研究》,2001年第4期。
- (5)赖德胜:《教育、劳动力市场与收入分配》,《经济研究》,1998年第5期。
- (6)赖德胜:《教育与收入分配》,北京师范大学出版社,2000年。
- (7)李春玲:《流动人口地位获得的非制度途径:流动劳动力与非流动劳动力之比较》,《社会学研究》,2006年第5期。
- (8)李明、徐建炜:《谁从中国工会会员身份中获益?》,《经济研究》,2014年第5期。
- (9)李龙、宋月萍:《工会参与对农民工工资率的影响——基于倾向值方法的检验》,《中国农村经济》,2017年第3期。
- (10)李景治:《中西执政党执政方式比较及其启示》,《中国人民大学学报》,2005年第5期。
- (11)刘泽云、孙志军:《计量经济学实验教程》,北京师范大学出版社,2011年。
- (12)陆铭:《论全球工会力量变化的体制成因》,《世界经济研究》,2001年第3期。
- (13)沈原:《“关系霸权”:对建筑业劳动过程的一项研究》,《市场、阶级与社会》,中国社科文献出版社,2007年。
- (14)孙中伟、贺霞旭:《工会建设与外来工劳动权益保护——兼论一种“稻草人机制”》,《管理世界》,2012年第12期。
- (15)谭泓:《中国工会双重角色定位的形成渊源与探索发展》,《马克思主义与现实》,2015年第1期。
- (16)王东昱:《构建和谐劳动关系过程中的工会作用研究——以历史发展与现实变化为视角》,东北师范大学,博士毕业论文,2012年。
- (17)王永丽、郑婉玉:《双重角色定位下的工会跨界职能履行及作用效果分析》,《管理世界》,2012年第10期。
- (18)魏下海、董志强、黄玖立:《工会是否改善劳动收入份额?——理论分析与来自中国民营企业的经验证据》,《经济研究》,2013年第8期。
- (19)谢勇:《农民工劳动权益影响因素的实证研究——以南京市为例》,《中国人口科学》,2008年第4期。
- (20)徐世勇、Xiaoyu Huang、张丽华、许春燕、Anil Verma:《中国工人罢工的四方层级解决机制:基于案例研究的一种新诠释》,《管理世界》,2014年第4期。
- (21)夏小林:《私营部门:劳资关系及协调机制》,《管理世界》,2004年第6期。
- (22)杨继东、杨其静:《工会、政治关联与工资决定——基于中国企业调查数据的分析》,《世界经济文汇》,2013年第2期。

- (23)姚洋、钟宁桦:《工会是否提高了工人的福利?——来自12个城市的证据》,《世界经济文汇》,2008年第5期。
- (24)游正林:《60年来中国工会的三次大改革》,《社会学研究》,2010年第4期。
- (25)袁青川:《基于倾向值匹配估计的工会工资溢价研究》,《经济经纬》,2015年第3期。
- (26)赵伟:《建筑业劳动关系研究》,《国家重大社科基金项目和谐劳动关系研究结项报告》,北京师范大学经济与工商管理学院,赖德胜教授课题组,2016年。
- (27)王恕立、滕泽伟、刘军:《中国服务业生产率变动的差异分析——基于区域及行业视角》,《经济研究》,2015年第8期。
- (28)王恕立、胡宗彪:《中国服务业分行业生产率变迁及异质性考察》,《经济研究》,2012年第4期。
- (29)罗纳德·G. 伊兰伯格(Ronald G. Ehrenberg)、罗伯特·S. 史密斯(Robert S. Smith):《现代劳动经济学:理论与公共政策》,刘昕(译),中国人民大学出版社,2007年。
- (30)理查德·B. 弗里曼、詹姆斯·L. 梅多夫等:《工会是做什么的? 美国经验》,陈耀波(译),北京大学出版社,2011年。
- (31)托马斯·A. 寇肯、哈瑞·C. 卡兹等:《美国产业关系的转型》,朱飞、王侃(译),中国劳动社会保障出版社,2009年。
- (32)Barro, R., J. Lee., 2001, "International Data on Educational Attainment: Update And Implications", *Oxford Economic Papers*, vol 53(3), pp.541~563.
- (33)Breen, R., 2011, "Regression Models: Censored, Sample Selected or Truncated Data", *SAGE Publications*, Inc.
- (34)Booth, A. L., M Chatterji, 1995, "Union Membership and Wage Bargaining When Membership is not Compulsory", *The Economic Journal*, vol105(429), pp.345~360.
- (35)Bryson, A., 2002, "The Union Membership Wage Premium: An Analysis Using Propensity Score Matching", LSE Centre for Economic Performance Discussion Paper, No.0530, <http://eprints.ise.ac.uk/4953/>.
- (36)Chen, M. and A. Chan, 2004, "Employee and Union Inputs into Occupational Health and Safety Measures in Chinese Factories", *Social Science & Medicine*, Vol.58, pp.1231~1245.
- (37)Card, D., 1996, "The Effect of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis", *Econometrica*, Vol.64 (4), pp.957~979.
- (38)Acemoglu, D., S. Johnson and J. A. Robinson, 2001, "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation", *The American Economic Review*, Vol91(5), pp.1369~1401.
- (39)Duncan, G. and Leigh D., 1980, "Wage Determination in the Union and Nonunion Sectors: A Sample Selectivity Approach", *Industrial and Labour Relationships Review*, Vol34(1), pp.24~34.
- (40)Duncan, G. M., D. E. Leigh, 1985, "The Endogeneity of Union Status: An Empirical Test", *Journal of Labor Economics*, Vol3(3), pp.385~401.
- (41)Freeman, R. B. and J. L. Medoff, 1979, "The Two Face of Unionism", NBER Working Paper No.364.
- (42)Ge, Y., 2007, "What Do Unions Do in China?", Social Science Electronic Publishing.
- (43)George E. J. and K. C. Youmans, 1971, "Union Relative Wage Effects by Age and Education", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.24(2), pp.171~179.
- (44)Gittleman, M. and B. Pierce, 2006, "New Estimates of Union Wage Effects in the U.S.", *Economics Letters*, Vol.95 (2), pp.198~202.
- (45)Kowka, J. E., 1983, "Monopoly, Plant and Union Effects on Worker Wages", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol36(1), pp.251~257.
- (46)Lee, L., 1978, "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables", *International Economic Journal*, Vol19(2), pp.415~433.
- (47)Lewis, H. G., 1986, "Union Relative Wage Effects: A Survey", Chicago: The University of Chicago Press.
- (48)Lu, Y., Z. Tao and Y. Wang, 2010, "Union Effects on Performance and Employment Relations: Evidence from China", *China Economic Review*, Vol.12, pp.202~210.
- (49)Maddala, G. S., 1983, "Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics", Cambridge University Press.
- (50)Mincer, J. A., 1974, "Schooling, Experience and Earnings", Columbia: Columbia University Press.
- (51)Ozkan, E., 2007, "Measuring the Union-nonunion Wage Gap Using Propensity Score Matching", *Industrial Relations*, Vol46(4), pp.766~780.
- (52)Robinson, C. and N. Tomes, 1984, "Union Wage Differentials in the Public and Private Sectors: A Simultaneous Equations Specification", *Journal of Labor Economics*, Vol.2 (1), pp.106~127.
- (53)Robinson, P. M., 1989, "Root-N-Consistent Semiparametric Regression", *Econometrica*, Vol56(4), pp.931~954.
- (54)Rubin, D. B., 1974, "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized And Nonrandomized Studies", *Journal of Educational Psychology*, pp.66.
- (55)Song, Y., Yang, J., Yang, Q., 2016, "Do Political Connections Depress the Union Wage Effect Evidence from China", *China Economic Review*, Vol.38, pp.183~198.
- (56)Ross, S. A., 1973, "The Economic Theory of Agency: The Principal's Problem", *The American Economic Review*, Vol.63(2), pp.134~139.
- (57)Taylor, B, Chang, K. and Li, Q, 2003, "Industrial Relations in China", Cheltenham, Edward Elgar.
- (58)Yao, Y. and Zhong, N. Y., 2013, "Unions and Workers' Welfare in Chinese Firms", *Journal of Labor Economics*, Vol.31(3), pp.633~667.