

劳动保护与农民工福利改善*

——基于新《劳动合同法》的视角

杜鹏程 徐舒 吴明琴

内容提要: 本文利用双重差分法, 全面评估了我国新《劳动合同法》的实施对农民工福利水平的影响。研究结果显示, 新《劳动合同法》降低了农民工的工作时间长度达 23%, 提高了农民工拥有各项社会保险的比例为 10%—26%, 这一结论在消除样本选择性偏误后同样成立。进一步的分析发现, 新《劳动合同法》对农民工福利水平的改善作用在工人议价能力较低地区和教育程度较低组别的农民工上更加明显, 而在性别方面无显著差异。同时, 新《劳动合同法》的劳动保护效果并没有因同时期其他经济因素的冲击而受到影响。本文的研究结论不仅对正处于争议中的新《劳动合同法》能否真正提高弱势群体的劳动权益做出了明确回答, 而且对于制定和发展规范的劳动保护制度具有重要的参考价值。

关键词: 劳动保护 农民工 福利改善

一、引言

改革开放以来, 随着我国工业化和城镇化进程不断推进, 大量农民选择进城从事灵活就业工作, 农民工逐渐成为城镇地区劳动力市场的主力军。国家统计局数据显示, 2016 年全国农民工总量 28171 万人; 其中, 有 16934 万的农民工长期在城市就业, 成为了产业工人的重要组成部分, 对我国城市建设做出了重大贡献。然而, 由于受教育程度较低和劳动技能不足, 农民工受到劳动保护的程度也普遍较低。相比于城市户籍劳动者, 农民工在劳动福利方面常常受到用人单位的不公平待遇。《2015 年农民工监测调查报告》显示, 外出农民工初中及以下文化程度占比为 77.4%, 日从业时间超过 8 小时的占比为 39%, 超过 60% 的农民工没有和用人单位签订任何形式的劳动合同。在这样的背景下, 农民工的生存状况和劳动福利状况日益受到社会的重视。

2008 年, 国务院《关于解决农民工问题的若干意见》正式发布, 提出了要通过明确有效的劳动制度和法律监管来保障农民工合法劳动权益、改善其劳动福利。在此基础上, 为了进一步保障劳动者的合法权益, 第十届全国人民代表大会常务委员会通过了《中华人民共和国劳动合同法》(以下简称“新《劳动合同法》”)并规定于 2008 年 1 月 1 日起施行。相比于原有的《中华人民共和国劳动法》, 新《劳动合同法》在以下三个方面有了较大的改进:^①第一, 它要求用人单位为员工(含灵活就业者)应当自用工之日起一个月内签订劳动合同; 第二, 劳动者在用人单位连续工作满十年的或已连续订立二次固定期限合同的, 用人单位应订立无固定期限合同; 第三, 劳动合同应当注明工作

* 杜鹏程, 西南财经大学经济与管理研究院博士研究生, 邮政编码: 611130, 电子信箱: dpesenu1990@126.com; 徐舒(通讯作者), 西南财经大学经济学院, 邮政编码: 611130, 电子信箱: xushu@swufe.edu.cn; 吴明琴, 华南师范大学经济与管理学院, 邮政编码: 510631, 电子信箱: mingqinwu@gmail.com。作者感谢国家自然科学基金项目(71773095、71603214)、教育部优秀博士论文专项基金(201405)以及中组部“万人计划”青年拔尖人才项目的资助, 感谢匿名审稿专家的宝贵意见和建议, 文责自负。

^① 《中华人民共和国劳动合同法》第一章第十、十四、十七条。

时间、劳动报酬和社会保险等福利待遇。可以看出,新《劳动合同法》最大的三点改进都是针对灵活就业者(如农民工)提出的,明确了灵活就业者在劳动报酬、劳动保护、劳动时间、劳动强度和社会保险等方面所应享有的具体劳动福利。

从最初制定到最终实施,新《劳动合同法》引起了学界的广泛关注。迄今,已有研究分别从企业成本(刘彩凤,2008;沈永健等,2017)、企业雇佣量(Feldmann,2009;Kaplan,2009)和执行效力(Gao et al.,2012;Freeman & Li,2013)等角度研究了新《劳动合同法》的经济效果。然而,作为我国严格的劳动者保护性法规,新《劳动合同法》对于以农民工为代表的弱势群体的权益保护究竟有何影响,尚未得到充分研究。新《劳动合同法》是否真正改善了农民工的福利水平?其改善作用有多大?对于不同地区农民工的保护力度是否存在异质性影响?既有研究都未给出明确的结论。为了回答这些问题,本文利用2008年新《劳动合同法》的实施作为准自然实验,从工作时长、养老保险、医疗保险、工伤保险和失业保险五个方面出发,全面评估新《劳动合同法》的实施对农民工各项劳动福利的影响,并探讨其异质性效果。

本文的边际贡献主要体现在以下四个方面:一是不同于已有文献关注企业成本和企业雇佣量,本文是从农民工的视角考察新《劳动合同法》对其各项福利的影响,丰富了以农民工为研究对象的相关文献。二是对此类研究中普遍存在的样本选择问题和其他可能存在的偏误进行了细致校正,由此得到了新《劳动合同法》对于农民工各项福利改进的准确估计。三是构造了地区工人议价能力等指标,探讨了新《劳动合同法》对于农民工福利水平改善的异质性影响,是对Gao et al.(2012)等研究的有益拓展。四是构造了劳动力需求冲击变量,剥离同时期其他经济因素可能对估计结果的影响,为使用倍差法模型(DID)的相关研究提供了新的检验思路。

二、文献回顾

国外研究劳动保护政策的经济效应最早可以追溯到Oi(1962),其认为在没有劳动保护的情况下,当员工的工资超过员工的劳动生产率时,企业将会解雇员工,但由于劳动保护所导致的解雇成本增加,其解雇员工的可能性会降低。在此基础上,早期研究多关注劳动力保护政策对就业的影响,但结论尚未达成一致。一方面,一些学者发现劳动保护政策会增加企业的解雇成本,降低失业,从而促进长期就业(Bentolila & Bertola,1990;Almeida & Carneiro,2005);另一方面,部分学者通过研究欧洲和北美的劳动力市场,发现解雇费用限制劳动力的自由流动,对社会整体就业并没有明显的促进效应(Nickell,1997;Garibaldi,1998);此外,Basley & Burgess(2004)通过考察印度的劳动市场发现,劳动保护法的实施实际上是降低了社会就业水平和劳动生产率。近年来,关于劳动保护政策的研究则多集中在企业成本方面,但多数研究都认为劳动保护制度增加了企业成本粘性(Anderson & Banker,2003;Martins et al.,2009;Wiel,2010)。

我国相对成熟的劳动保护政策起步较晚,自2008年新《劳动合同法》的颁布以来,虽有部分文献讨论了其实施的经济效应,但相关研究也多集中在企业行为上,包括要素调整成本(刘彩凤,2008;廖冠民和陈燕,2014)、薪酬粘性(刘媛媛和刘斌,2014)和创新行为(倪晓然和朱玉杰,2016)等方面,鲜有文献涉及对劳动者个体福利影响的讨论。大量农民进城务工是我国城镇化高速推进中的特有现象,近年来,仅有Gao et al.(2012)和Freeman & Li(2013)定量讨论了新《劳动合同法》实施对农民工的保护作用,其中唯一与本文研究角度相近的是Gao et al.(2012),他们发现新《劳动合同法》通过提高农民工拥有长期合同的可能性,从而增加了社会保险的概率。然而,他们的研究并没有考虑到样本选择问题和不同劳动力市场的差异性所带来的异质性影响。因此,其估计结果很可能存在偏误,并不能准确地反映新《劳动合同法》对弱势群体的保护效力。

综上所述,国内外文献讨论劳动力保护政策大多数是从企业视角出发,集中分析其对于企业行为

的影响,对劳动者个体福利的经济效应则鲜有研究分析。有鉴于此,本文利用2008年新《劳动合同法》的实施作为准自然实验,通过倍差法(DID)消除不可观测的因素,利用Heckman两步法对样本选择问题进行校正,同时用地区工人议价能力作为衡量地区劳动力市场差异性的指标,定量评估了新《劳动合同法》对农民工权益的影响,对分析我国劳动保护政策的福利改善效果提供了有力的研究补充。

三、数据说明及描述性统计

本文使用的数据来自于2007年、2013年中国家庭收入调查(CHIP)项目,它是由中国社会科学院与北京师范大学中国收入分配研究院合作完成。该调查包括三个部分:农村住户调查、城镇住户调查和流动人口调查。其中,城镇住户调查问卷询问了拥有非农业户籍的城镇居民样本信息;流动人口调查问卷询问了在城镇地区务工且拥有农业户籍的样本信息,即农民工样本信息。由于农民主要从事家庭农业生产工作,不存在正规的雇佣单位和雇主,其务农时长、农业收入和养老保险等受到自主劳动供给决策和天气等因素的影响较大,与城镇工作者的福利状况并不具有直接的可比性,我们删除了农村住户调查样本。问卷详尽地记录了个体年龄、受教育程度、健康状况、收入、工作时长以及社会保险等基本信息。2007年的城镇住户调查和流动人口调查范围覆盖了全国9个省15个城市,各有5000户家庭。2013年的城镇住户调查和流动人口调查覆盖全国15个省126个城市,分别有7175户城镇家庭和760户外来务工住户(农民工)样本。

需要说明的是,考虑到数据中农民工样本量在前后两次调查的不平衡可能会导致估计结果出现偏差,我们采用如下方式设置样本权重以进行加权分析:①首先,为了避免样本组成不同所造成的实证结果的偏差,我们将样本限制在两年调查相同的7个城市里;②保证估计结果在时间前后的可比性。其次,我们将2007年所有样本的权重设置为1,将2013年农民工样本的权重设置为同一城市2007年农民工样本量与2013年农民工样本量的比值,其目的是使2013年具有较少样本量的农民工拥有较大的权重,同时将2013年非农民工样本的权重设置为同一城市2007年非农民工样本与非农民工样本的比值。

此外,基于本文的研究问题,我们将样本限制在16—65岁工作为非自营的劳动者中,并剔除了家庭儿童数目、学生数目、工作时间长度和工资收入信息存在异常的样本。基于本文的研究对象,我们将样本划分为城镇公务员(事业单位)样本,城镇非公务员(非事业单位)样本,农民工公务员(事业单位)样本,农民工非公务员(非事业单位)样本,并剔除了农民工公务员(事业单位)样本,最终得到7000余个观测值。

表1为主要变量的描述性统计结果。从中可以看出,农民工样本占比为39%,城镇户籍样本占比为61%;城镇户籍公务员和事业单位样本占比为19%,而非公务员和非事业单位的样本占比为81%;劳动者平均每周工作时间较长,为48小时;61%的劳动者拥有养老保险,仅30%左右的劳动者拥有工伤保险和失业保险;劳动者的平均年龄为36岁,平均受教育程度为初、高中水平。

表2给出了各组别劳动者福利在新《劳动合同法》实施前后两期的对比情况。可以看出,新《劳动合同法》实施后,各组别劳动者的福利水平都有不同程度的提升,但农民工的福利水平提高最明显。以工作时长为例,2007年农民工每周平均工作时长为58.43小时,高于城镇公务员(事业单位)群体和城镇非公务员(非事业单位)群体的40.99小时;2013年农民工每周平均工作时长降低至47.60个小时,而其余两组别则无明显变化。此外,在新《劳动合同法》实施前,农民工拥有各类社会保险的比例也远远低于城镇户籍的劳动者,而在新《劳动合同法》实施后,农民工拥有社会保险比例的提高幅度最大,城镇公务员(事业单位)群体几乎无明显变化。

① 我们用RUMIC2009年数据替代CHIP2013年数据以扩大流动人口样本作稳健性检验,结果与本文一致。

② 样本在前后两年相同的7个城市为:南京市、无锡市、郑州市、武汉市、深圳市、成都市和重庆市。

表1 描述性统计 I

变量	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>migrant</i>	是否为农民工(1 = 是)	7050	0.39	0.52	0	1
<i>servent</i>	是否为公务员(1 = 是)	7050	0.19	0.37	0	1
<i>wktm</i>	周工作时长(小时/周)	7024	47.83	13.35	8	110
<i>pension</i>	是否有养老保险(1 = 有)	7024	0.61	0.49	0	1
<i>medica</i>	是否有医疗保险(1 = 有)	7024	0.82	0.39	0	1
<i>injuca</i>	是否有工伤保险(1 = 有)	7024	0.37	0.48	0	1
<i>unempca</i>	是否有失业保险(1 = 有)	7024	0.36	0.48	0	1
<i>gender</i>	性别(1 = 男性)	7050	0.57	0.50	0	1
<i>age/10</i>	年龄除以10	7050	3.64	1.10	1.60	6.50
<i>edulev</i>	0 文盲 1 初中 2 高中 3 大学及以上	7050	1.91	0.83	0	3
<i>child</i>	家庭中学龄前学生数	7050	0.12	0.33	0	2
<i>stud</i>	家庭中在校学生数	7050	0.31	0.52	0	3
<i>marriage</i>	婚姻状态(1 = 已婚)	7050	0.72	0.45	0	1
<i>health</i>	健康状况(1 非常好 3 一般 5 非常差)	7050	1.87	0.73	1	5
<i>lnwage</i>	收入对数	7024	7.39	0.79	0	10.21
<i>xnh</i>	是否有新农合(1 = 有)	7050	0.19	0.39	0	1

表2 描述性统计 II

变量	周工作时长 (<i>wktm</i>)		养老保险 (<i>pension</i>)		医疗保险 (<i>medica</i>)		工伤保险 (<i>injuca</i>)		失业保险 (<i>unempca</i>)	
	2007	2013	2007	2013	2007	2013	2007	2013	2007	2013
时间	2007	2013	2007	2013	2007	2013	2007	2013	2007	2013
公务员	40.99	40.77	0.80	0.85	0.88	0.97	0.57	0.57	0.65	0.64
非公务员	44.43	43.42	0.77	0.89	0.78	0.94	0.48	0.47	0.54	0.55
农民工	58.43	47.60	0.21	0.44	0.59	0.91	0.21	0.26	0.13	0.19

四、模型设定

(一) 基准模型设定

本文的基准实证模型设定为多元回归框架下的倍差法(DID)。为了考察新《劳动合同法》的实施对不同组别样本的影响,我们将从事非公务员(非事业单位)工作的城镇户籍样本视为处理组1,将农民工样本视为处理组2,将从事公务员(事业单位)工作的城镇户籍样本视为对照组。定义如下虚拟变量 D_{i1} 和 D_{i2} :

$$D_{i1} = \begin{cases} 1 & \text{城镇非公务员(非事业单位)} \\ 0 & \text{其他群体} \end{cases}$$

$$D_{i2} = \begin{cases} 1 & \text{农民工群体} \\ 0 & \text{其他群体} \end{cases}$$

当样本为城镇非公务员(非事业单位)群体时, D_{i1} 取值为1,否则为0;当样本为农民工群体时, D_{i2} 取值为1,否则为0。同时,构造时间虚拟变量 T ,设 $T=0$ 和 $T=1$ 分别表示新《劳动合同法》实施前、后的时期,在本文中, $T=0$ 表示2007年, $T=1$ 表示2013年。因此,新《劳动合同法》的实施对农民工的福利水平影响可用(1)式表示:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{i1} + \beta_2 D_{i2} + \beta_3 T + \gamma_1 D_{i1} \times T + \gamma_2 D_{i2} \times T + \delta_x X_{it} + Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 表示个体 i 在 t 时期的劳动权益或福利水平,具体指周工作时间长度对数($\ln wktm$)、是

否拥有养老保险 (*pension*)、医疗保险 (*medica*)、工伤保险 (*injuca*) 和失业保险 (*unempca*); Z_{jt} 表示地区固定效应、 ε_{it} 为不可观测因素。由于倍差法结果的有效性可能受到变量缺失的影响 (Meyer, 1995), 我们也在 (1) 式中加入了影响劳动者福利水平的其他控制变量 X_{it} , 具体包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、身体健康状况等。此外, 我们还加入地区虚拟变量和时间虚拟变量的交互项以控制地区不可观测特征随时间变化对结果的影响。 γ_1 、 γ_2 为本文所关注的待估参数, 分别表示新《劳动合同法》的实施对城镇非公务员 (非事业单位) 群体和农民工群体福利水平的影响。

(二) 样本选择问题

在 (1) 式的设定中, 直接进行 OLS 估计会面临选择性偏差问题 (selection bias)。原因是我们只能观察到进城农民工的收入和福利状况, 无法观测到未进城务工个体的城市工资收入及福利状况, 从而事实上获得的样本是自选择样本, 不满足随机性要求。除此之外, 样本选择问题也会使得新《劳动合同法》的实施与影响劳动者福利的不可观测因素存在相关性, 导致模型估计存在偏差。具体而言, 一方面, 新《劳动合同法》的实施可能会增加农民进城务工的意愿, 那么 OLS 估计值将会大于真实值。另一方面, 新《劳动合同法》的实施保障了农民工的基本权利, 个人能力较高的农民工能够较短时间内在城镇积累足够的资本, 从而选择回乡或自主创业, 这将引起实施新《劳动合同法》同个人能力负相关, 导致 OLS 估计值小于真实值, 产生有偏的估计。^①

为了克服样本选择性偏误, 我们利用农村样本和农民工样本, 采用 Heckman 两步法来解决, 第一步是利用 probit 模型估计出农村个体样本选择进城务工的概率, 具体形式如下:

$$Prob(Z_i = 1 | X_i) = \Phi(\alpha' X_i) \quad (2)$$

其中 $Prob(Z_i = 1)$ 为农民个体选择是否进城务工的概率, X_i 为影响这一结果的外生变量。第二步是在获得 (2) 式估计结果的基础上, 可以在回归方程 (1) 中加入逆米尔斯比 (inverse mills ratio) $\phi(\alpha' X_i) / \Phi(\alpha' X_i)$, 作为选择偏差的修正项。修正后的回归方程如下所示:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{i1} + \beta_2 D_{i2} + \beta_3 T + \gamma_1 D_{i1} \times T + \gamma_2 D_{i2} \times T + \delta_i X_{it} + \lambda IMR_i + Z_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

IMR_i 为逆米尔斯比, 我们可以通过估计方程 (3) 得到克服样本选择偏差的结果。

五、实证结果

(一) OLS 回归结果

表 3 给出了新《劳动合同法》对劳动者福利影响的 OLS 回归结果, 被解释变量为表示劳动者福利的相关指标, 各列都控制了劳动者个体异质性的特征变量、城市特征变量、城市虚拟变量、时间虚拟变量以及城市和时间交互的虚拟变量。^②

表 3 第 (1) 列的被解释变量为周工作时间的对数值, 变量 D_1 、 D_2 的估计系数显著为正, 说明两个处理组的工作时间长度明显地高于对照组。变量 D_2 的估计系数高于 D_1 , 说明农民工的工作时间比城镇非公务员 (非事业单位) 群体高。交互项 $T \times D_1$ 和 $T \times D_2$ 的估计系数衡量了新《劳动合同法》的实施对劳动者福利的真实影响, 系数值都在 1% 的水平显著为负。 $T \times D_1$ 的估计系数值表明, 平均而言, 新《劳动合同法》的实施使得城镇非公务员 (非事业单位) 群体的工作时间降低了

^① 必须承认的是, 由于数据中无法观测到返乡的农民工样本, 我们仍然无法克服由于农民工返乡这一自选择问题对估计结果的影响。如果返乡的农民工是农民工群体中能力较低的部分, 那么该部分农民工如果留在城市, 受其能力限制, 其获得劳动保护的可能性也相应较低。在这样的情况下, 本文的结果可能高估了新《劳动合同法》对农民工的保护作用。相反, 如果主要是高能力农民工返乡创业, 那么本文的结果则会在一定程度低估新《劳动合同法》对农民工的保护作用。

^② 本文的受教育程度和健康状况都是四维及以上的虚拟变量, 受篇幅限制, 我们仅汇报了教育程度为大学及以上和健康状况为身体非常差组别的回归结果。

6.5%。 $T \times D_2$ 的估计系数值表明,新《劳动合同法》的实施使得农民工的工作时间平均降低了21.4%。控制变量的估计结果与经验基本相符:男性劳动者的平均工作时间要高于女性;年龄越高的个体劳动时间越长,但超过一定阈值,工作时间随年龄的增长而减少;已婚者的工作时间高于未婚者;健康状况差者的劳动时间较短。

表3 新《劳动合同法》的实施对劳动者福利的影响: OLS 回归结果

	(1) <i>lnwktm</i>	(2) <i>pension</i>	(3) <i>medica</i>	(4) <i>injuca</i>	(5) <i>unempca</i>
<i>T</i>	0.452 [0.92]	0.935 ** [2.39]	1.193 *** [4.63]	-0.217 [0.66]	-1.575 *** [5.03]
<i>D₁</i>	0.069 *** [4.53]	-0.002 [0.13]	-0.060 *** [4.14]	-0.062 *** [3.08]	-0.073 *** [3.75]
<i>D₂</i>	0.315 *** [15.69]	-0.370 *** [14.94]	-0.355 *** [18.06]	-0.141 *** [5.79]	-0.277 *** [12.04]
$T \times D_1$	-0.065 *** [3.03]	0.035 [1.33]	0.089 *** [4.49]	0.033 [0.94]	0.092 *** [2.60]
$T \times D_2$	-0.214 *** [8.02]	0.142 *** [3.60]	0.129 *** [3.72]	0.137 ** [2.16]	0.103 *** [3.26]
性别	0.023 * [1.73]	-0.018 [1.25]	0.007 [0.76]	0.026 ** [1.98]	0.017 [1.40]
年龄	0.043 * [1.77]	0.239 *** [4.85]	0.144 *** [4.35]	0.299 *** [7.23]	0.235 *** [6.18]
年龄平方	-0.009 * [1.66]	-0.026 *** [4.43]	-0.016 *** [3.79]	-0.039 *** [7.61]	-0.031 *** [6.57]
受教育程度	-0.132 * [1.91]	0.286 *** [2.86]	0.171 ** [2.26]	0.124 * [1.85]	0.118 * [1.80]
是否结婚	0.054 ** [2.55]	0.015 [0.69]	0.032 ** [2.29]	0.020 [1.08]	-0.004 [0.23]
健康状况	-0.181 * [1.77]	0.114 * [1.84]	0.116 * [1.94]	-0.216 * [1.67]	-0.182 [1.14]
对数工资	0.010 [0.55]	0.029 *** [3.33]	0.039 *** [5.48]	0.078 *** [8.04]	0.060 *** [6.81]
是否有新农合	-0.010 [0.47]	-0.209 *** [8.06]	-0.517 *** [26.81]	-0.209 *** [9.03]	-0.211 *** [10.11]
人均GDP	0.065 [0.67]	0.177 ** [2.23]	0.260 *** [5.08]	0.308 *** [4.51]	0.016 [0.25]
城镇化率	1.374 [1.28]	1.689 ** [2.10]	1.737 *** [3.10]	4.266 *** [6.31]	6.169 *** [9.18]
时间变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间×城市	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	7024	7024	7024	7024	7024

注:方括号中为t统计量,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下同。

第(2)列的被解释变量为劳动者是否拥有养老保险,变量 D_2 的估计系数值显著为负,说明农民工拥有养老保险的概率显著地低于拥有城镇户籍的其他劳动者。 $T \times D_2$ 的估计系数值表明,新《劳动合同法》使得农民工群体拥有养老保险的比例提高了14.2%。从控制变量结果来看,年龄较大的群体和健康状况差的群体拥有养老保险的可能性越大。第(3)列的被解释变量为是否拥有医疗保险的虚拟变量,交互项结果表明,新《劳动合同法》使得城镇非公务员(非事业单位)群体拥有医疗保险的比例提高了8.9%,使得农民工群体拥有医疗保险的比例提高了12.9%。^①

由于新《劳动合同法》中明确规定了在劳务合同关系存续期内,用人单位或雇主有义务为劳动者缴纳社会保险费。因此,第(4)、(5)列分别考察了新《劳动合同法》的实施对劳动者拥有工伤保险和失业保险的影响。第(4)列的交互项系数显示,新《劳动合同法》对城镇非公务员(非事业单位)群体拥有工伤保险比例的提高作用不明显,但使得农民工群体拥有工伤保险的比例提高了13.7%。第(5)列的交互项系数显示,新《劳动合同法》使得城镇非公务员(非事业单位)群体拥有失业保险的比例提高了9.2%,使得农民工群体拥有失业保险的比例提高了10.3%。劳动者的收入越高,其拥有各类社会保险的可能性越大。城市控制变量的回归结果显示,人均GDP和城镇化率与劳动者拥有社会保险比例均正相关。表3的结果初步表明,新《劳动合同法》的实施对农民工权益的保护力度比城镇非公务员(非事业单位)群体要高。

(二)校正样本选择偏差回归结果

OLS回归结果初步表明,新《劳动合同法》的实施显著地降低了农民工的工作时间,提高了农民工拥有各类保险的可能性。但如前文所述,样本选择性偏误是本文研究不可忽视的问题,我们采用Heckman两步法以消除选择性偏误的影响。

首先,使用各年农村居民样本和农民工样本,估计了农民是否进城的概率选择模型,在选择模型中,被解释变量为农民是否进城务工的虚拟变量(1代表进城,0代表不进城)。由于农民决定是否进城务工,在很大程度上取决于家庭人口结构情况。因此,我们引入家庭总人口数、学龄前儿童数占比、学生数占比和65岁以上老人数占比作为选择方程的排他变量,选择方程的自变量包括上文中的所有控制变量,即年龄、受教育程度等。选择方程的回归结果显示,家庭人口数与农民的移民决策、65岁以上老年人所占比例负相关、与学龄前儿童数占比和家庭学生数占比呈正相关。^②其次,根据选择模型计算出的样本选择偏差修正项—逆米尔斯比,得到校正选择性偏误后的回归方程(3),回归结果如表4所示。

在控制个人特征变量、城市特征变量、城市虚拟变量、时间虚拟变量以及城市和时间交互的虚拟变量的条件下,第(1)、(2)、(4)、(5)列的逆米尔斯比(IMR)显著,这初步证实OLS估计的确存在选择性偏误问题。在校正样本选择问题后,各列交互项 $T \times D_2$ 的仍旧显著,第(1)列的结果显示,新《劳动合同法》的实施使得农民工的工作时长减少了23.2%,第(2)一(5)列的结果显示,新《劳动合同法》的实施使得农民工拥有社会保险的可能性提高了13%—26%。交互项 $T \times D_2$ 的系数值都有不同程度的上升,如农民工工作时间减少了23.2%,高于表3中的21.4%,农民工拥有养老保险的可能性提高了25.8%,高于表3的14.2%,农民工拥有失业保险的可能性提高了13%,也高于表4的10.3%,这表明样本选择性偏误导致了OLS的估计存在负的偏差。如前文分析所言,这可能是由于返乡创业的农民工是所有农民工中能力较强的群体。表4的结果表明,在消除选择性偏误后,新《劳动合同法》对农民工福利的保护力度仍然要高于城镇非公务员(非事业单位)群体。

① 本文关于医疗保险的结果不能完全排除城乡医保统筹所带来的影响。

② 受篇幅限制,本文未给出选择预测模型的回归结果,感兴趣者可向作者索取。

表4 新《劳动合同法》的实施对劳动者福利的影响:校正样本选择后的回归结果

	(1) <i>lnwktm</i>	(2) <i>pension</i>	(3) <i>healca</i>	(4) <i>injuca</i>	(5) <i>unempca</i>
$T \times D_1$	-0.067*** [3.21]	0.035 [1.37]	0.091*** [4.65]	0.034 [0.98]	0.089** [2.50]
$T \times D_2$	-0.232*** [6.96]	0.258*** [5.61]	0.171*** [5.03]	0.176** [2.11]	0.130** [2.20]
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
逆米尔斯比 (<i>IMR</i>)	0.019* [1.72]	-0.044** [2.26]	0.036 [1.42]	0.031* [1.85]	0.042** [2.23]
观测值数	7024	7024	7024	7024	7024

注:控制变量为表3中的所有控制变量、时间虚拟变量、城市虚拟变量和时间×城市虚拟变量。

(三) 控制地区劳动力市场规范度的结果

虽然模型(3)在校正样本的选择性偏误后,得到了一致性的估计结果。但是,劳动者福利状况的改善可能不仅得益于新《劳动合同法》的实施,也可能受到地区劳动力市场环境(如劳动力市场的规范程度)的时间趋势性变化的影响。基于此,我们利用2005年全国1%人口抽样调查数据,构造了衡量新《劳动合同法》实施前样本所在地区劳动力市场规范程度指标,具体包括:地区工作人口中没有签订劳动合同的比例、没有养老保险的比例、没有医疗保险的比例和没有失业保险的比例,这些指标值越大,意味着劳动力市场的规范程度越低。我们将模型(3)扩展为(4)式:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{i1} + \beta_2 D_{i2} + \beta_3 T + \gamma_1 D_{i1} \times T + \gamma_2 D_{i2} \times T + \delta_x X_{it} + \lambda IMR_{it} + \theta_1 noncont_j + \theta_2 nonunemp_j + \theta_3 nonpes_j + \theta_4 nonmed_j + \varphi_x nonX_j \times T + Z_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中 $noncont_j$ 、 $nonunemp_j$ 、 $nonpes_j$ 、 $nonmed_j$ 分别表示地区有工作人口中无劳动合同、无失业保险、无养老保险和无医疗保险的比例 $nonX_j \times T$ 表示上述四个指标与时间虚拟变量的交互项。

表5给出了模型(4)的回归结果。在额外控制地区劳动力市场规范程度指标及其与时间虚拟变量的交互项后,第(1)列回归结果显示新《劳动合同法》降低了农民工的劳动时间23.1%,与表4的结果一致。劳动力市场规范程度指标与时间虚拟变量交互项 $nocont \times T$ 、 $nopes \times T$ 和 $nomed \times T$ 的系数大多数都显著为正,表明在劳动力市场规范程度越低的地区,劳动者的平均工作时间也就越长。第(2)、(3)列的结果显示新《劳动合同法》分别提高了农民工拥有养老保险和医疗保险的可能性25.4%、17.6%,也与表4的结果一致。劳动力市场规范程度指标与时间虚拟变量交互项多数显著为负,表明在劳动力市场规范程度越高的地区,劳动者的拥有养老保险和医疗保险的可能性也就越大。第(4)、(5)列的结果显示新《劳动合同法》分别提高了农民工拥有工伤保险和失业保险的可能性15.7%、10.5%。表5的结果表明,在控制住地区劳动力市场规范度的时间趋势性变化后,新《劳动合同法》改善农民工福利水平的结果依然稳健。

表5 控制劳动力市场规范度后的回归结果

	(1) <i>lnwktm</i>	(2) <i>pension</i>	(3) <i>healca</i>	(4) <i>injuca</i>	(5) <i>unempca</i>
$T \times D_1$	-0.067*** [3.21]	0.036 [1.41]	0.093*** [4.71]	0.035 [1.00]	0.090** [2.53]
$T \times D_2$	-0.231*** [6.89]	0.254*** [5.51]	0.176*** [5.18]	0.157* [1.84]	0.105** [2.26]
<i>nonunem</i>	-6.803*** [8.02]	1.317 [0.27]	0.643 [0.73]	-4.307*** [3.21]	-3.694*** [2.91]

续表 5

	(1) <i>lnwctm</i>	(2) <i>pension</i>	(3) <i>healca</i>	(4) <i>injuca</i>	(5) <i>unempca</i>
<i>nonpes</i>	10.738*** [7.85]	0.384 [0.20]	-0.958 [0.68]	7.217*** [3.29]	4.859** [2.35]
<i>nonmed</i>	-1.303*** [7.23]	-0.082 [0.32]	-0.035 [0.19]	-1.178*** [3.97]	-0.688** [2.50]
<i>noncont</i>	-31.841*** [7.23]	-2.438 [0.39]	5.022 [1.11]	-21.549*** [2.98]	-16.341** [2.40]
<i>nounem</i> × <i>T</i>	-4.224*** [5.39]	0.818* [1.74]	0.286* [1.80]	5.989*** [4.41]	4.895*** [3.60]
<i>nopes</i> × <i>T</i>	2.939*** [4.60]	0.567 [0.62]	0.113 [0.19]	-2.585** [2.32]	-1.143 [1.02]
<i>nomed</i> × <i>T</i>	1.113*** [6.70]	-0.270** [2.13]	-0.007 [0.05]	-0.457*** [5.57]	-0.810*** [3.26]
<i>nocont</i> × <i>T</i>	5.831*** [6.68]	-2.001* [1.69]	-3.270*** [3.61]	-6.130*** [4.21]	-2.610** [2.03]
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	7024	7024	7024	7024	7024

注:控制变量为表 3 中的所有控制变量、时间虚拟变量、城市虚拟变量、时间 × 城市虚拟变量和逆米尔斯比(IMR)。为节省篇幅,后文所有表格的控制变量与此表一致。

六、异质性分析

前文分析基本表明,新《劳动合同法》的实施总体上提高了劳动者的福利水平。然而,新《劳动合同法》对不同地区劳动者的影响是否存在异质性?为了回答这一问题,我们根据劳动者的议价能力、受教育程度和性别分组讨论,①同时将模型(4)扩展如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{i1} + \beta_2 D_{i2} + \beta_3 T + \gamma_1 D_{i1} \times T + \gamma_2 D_{i2} \times T + \delta_x X_{it} + \lambda IMR_i + \alpha_0 H_k + \alpha_1 D_{i1} \times T \times H_k + \alpha_2 D_{i2} \times T \times H_k + \theta_x non X_j + \varphi_x non X_j \times T + Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,变量 H_k 表示不同地区工人的议价能力、劳动者的受教育程度高低以及劳动者的性别,三次交互项 $D_{i1} \times T \times H_k$ 和 $D_{i2} \times T \times H_k$ 的系数为关注系数,衡量新《劳动合同法》的实施对不同类型的劳动者所造成的异质性影响,其余变量定义与前文一致。

(一) 议价能力

基于不同地区劳动者的议价能力,新《劳动合同法》的实施对劳动者福利水平的保护程度可能会有所不同。我们借鉴 McDonald & Solow (1981) 的方法,②利用中国工业企业数据库 2002—2007 年数据,计算了在新《劳动合同法》实施前,样本地区劳动者的平均议价能力。表 6 报告了新《劳动合同法》对不同地区议价能力地区的劳动者福利水平的影响,变量 *bapwr* 代表地区工人的议价能力,其值越大意味着地区工人的议价能力越强,劳动者更有可能为自己争取更好的福利。表 6 第(1)列变量 *bapwr* 的系数显著为负,表明工人议价能力更高的地区,农民工的工作时长越短;三次交互项 $T \times D_2 \times bapwr$ 系数显著为正,这表明新《劳动合同法》更大程度上是降低了工人议价能力较低地区的农民工工作时长。第(2)—(5)列变量 *bapwr* 的系数大多显著为正,表明工人议价能力更高的地区,农民工拥有各类社会保险的概率越高;交互项 $T \times D_2 \times bapwr$ 的系数也多数显著为负,这

① 我们也按收入水平和城市区域进行了分组讨论,受篇幅限制未给出结果,感兴趣者可向作者索取。

② 具体推导过程可向作者索取。

表明新《劳动合同法》更大程度上是提高了工人议价能力较低地区的劳动者拥有社会保险的概率。表6的结果说明,新《劳动合同法》能够为弱势劳动者更好地发挥“保护伞”的作用,其对于工人议价能力较低地区的劳动者福利改善作用更大。

表6 新《劳动合同法》对不同工人议价能力地区的影响

	(1) <i>lnwktm</i>	(2) <i>pension</i>	(3) <i>healca</i>	(4) <i>injuca</i>	(5) <i>unempca</i>
$T \times D_1$	-0.325 [1.13]	0.276 [0.73]	0.412*** [2.62]	-0.957* [1.70]	0.478 [0.80]
$T \times D_2$	-1.081** [2.23]	0.411* [1.84]	1.550** [2.57]	1.287** [1.96]	0.193 [1.27]
<i>bapwr</i>	-0.304*** [4.47]	0.188** [2.11]	0.001 [0.02]	0.248** [2.00]	0.074** [1.97]
$T \times D_1 \times bapwr$	0.019 [0.87]	0.023 [0.84]	-0.021* [1.81]	-0.044 [1.59]	0.043 [0.97]
$T \times D_2 \times bapwr$	0.059* [1.69]	-0.053** [1.97]	-0.098** [2.26]	-0.054* [1.91]	-0.023 [1.44]
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	7024	7024	7024	7024	7024

(二) 受教育水平

表7报告了新《劳动合同法》对不同教育组别的劳动者的福利水平的影响。根据样本分布,学历在高中及其以上的定义为高教育水平($edu = 1$),学历在初中及其以下的定义为低教育水平($edu = 0$),同时删除了农民工教育程度为大学的观测值。第(1)列中,变量 edu 的系数显著为负,说明高教育程度劳动者的工作时间比低教育程度劳动者的工作时间普遍要短;交互项 $T \times D_2 \times edu$ 的系数显著为正,说明新《劳动合同法》的实施使得低教育程度组农民工的工作时间下降得更多。第(2)一(5)列中,变量 edu 的系数多数显著为正,说明高教育程度劳动者拥有各类社会保险的比例要高于低教育程度的劳动者;交互项 $T \times D_2 \times edu$ 的系数多数显著为负,同样表明新《劳动合同法》的实施使得低教育程度组农民工拥有各类社会保险的比例提高得更多。表7的结果也表明新《劳动合同法》的实施更多地是提高了弱势劳动者的福利水平。

表7 新《劳动合同法》对不同教育组别劳动者的影响

	(1) <i>lnwktm</i>	(2) <i>pension</i>	(3) <i>healca</i>	(4) <i>injuca</i>	(5) <i>unempca</i>
$T \times D_1$	-0.079*** [2.78]	0.109*** [2.98]	0.119*** [3.95]	0.004 [0.08]	0.019 [0.42]
$T \times D_2$	-0.229*** [6.17]	0.296*** [5.44]	0.140*** [3.57]	0.021 [0.38]	0.064* [1.77]
<i>edu</i>	-0.122* [1.87]	0.332*** [3.56]	0.181** [2.33]	0.126 [1.27]	0.066** [1.99]
$T \times D_1 \times edu$	0.014 [0.54]	-0.091*** [3.14]	-0.084* [1.99]	0.040 [1.13]	0.089*** [2.60]
$T \times D_2 \times edu$	0.038*** [2.69]	-0.052** [2.49]	-0.086** [2.34]	-0.064 [0.72]	-0.196** [2.14]
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	6828	6828	6828	6828	6828

(三) 性别分组

表 8 报告了新《劳动合同法》对不同性别劳动者的福利水平的影响, 变量 *gender* 为性别分组变量, 0 代表女性劳动者, 1 代表男性劳动者。第(1)、(3)、(4)列中, 变量 *gender* 的系数显著为正, 表明男性劳动者的工作时间要高于女性, 同时男性劳动者拥有医疗保险和工伤保险的比例高于女性。可能的原因是, 大多数男性劳动者的工作比女性劳动者更加繁重和危险, 用人单位或自己会更关心其身体健康状况。此外, 各列交互项 $T \times D_2 \times gender$ 系数均不显著, 表明新《劳动合同法》的实施对不同性别的农民工福利水平的提高程度无明显差异。

表 8 新《劳动合同法》对不同性别劳动者的影响

	(1) <i>lnwktm</i>	(2) <i>pension</i>	(3) <i>healca</i>	(4) <i>injuca</i>	(5) <i>unempca</i>
$T \times D_1$	-0.087*** [3.47]	0.046* [1.66]	0.155*** [7.85]	0.031 [0.86]	0.077** [2.00]
$T \times D_2$	-0.242*** [7.16]	0.349*** [6.37]	0.200*** [5.28]	0.039 [0.66]	0.114** [1.96]
<i>gender</i>	0.033*** [4.31]	-0.009 [0.90]	0.014** [1.97]	0.026** [2.38]	0.003 [0.25]
$T \times D_1 \times gender$	0.026 [1.20]	-0.016 [0.74]	-0.040*** [2.69]	-0.008 [0.29]	0.031 [1.12]
$T \times D_2 \times gender$	-0.050 [1.24]	-0.064 [1.00]	-0.013 [0.30]	-0.041 [0.64]	-0.015 [0.25]
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	7024	7024	7024	7024	7024

七、稳健性分析

前文的分析将城镇公务员(事业单位)劳动者作为政策对照组, 考察了新《劳动合同法》对农民工福利的改善作用。^① 然而, 不同类型劳动者所遭受到的经济冲击程度可能是不同的。譬如, 2008年金融危机引起的经济衰退导致了大规模的农民工失业返乡, 而体制内劳动者的就业状况基本稳定; 同时, 地区最低工资标准的逐年提升也会影响到农民工收入的变动, 从而增加其拥有各类社会保险的可能性, 而公务员(事业单位)群体受此影响不大。这就意味着 DID 二次交互项系数反映的不仅仅是新《劳动合同法》的影响, 还有可能是同时期其他经济环境因素变化导致的。^② 为了证明估计结果的稳健性, 需要在模型设定中进一步控制外部经济冲击引起的劳动力市场环境变化, 以剥离该因素的影响。其中, 地区层面的经济冲击可以通过地区虚拟变量、时间虚拟变量和“地区 × 时间”虚拟变量很好地控制, 这已经在前文的模型设定中得到体现。然而, 行业层面的经济环境冲击则需要构建新的指标加以控制。虽然行业层面经济环境变化受到多种因素的影响, 但是无论是何种因素, 其所带来的冲击必定会反映到行业劳动力需求的变动上 (Bound & Holzer, 1993; Autor & Duggan, 2003), 而同时期不同行业劳动力需求的总变动量可以视为该时期各经济冲击对该行业影响的加总。为了进一步控制同期其他经济因素对估计结果的影响, 我们构造了城市 × 行业所受的

① 此外, 我们还删除了事业单位样本和用 CHIP2002 年数据代替 CHIP2007 年数据以消除政策预期因素的影响, 结果并无差异。

② 感谢匿名审稿人指出这一点, 使本文得以进一步完善。

外生劳动力需求冲击变量,以控制经济冲击对农民工劳动福利的影响。

借鉴 Diamond (2016) 和 Charles et al. (2017) 的方法,我们利用城市统计年鉴 2007 年和 2012 年数据构造了如下行业需求量变动指标:

$$Shk_{kj} = \varphi_{kj,2007} \times (v_{-kj,2012} - v_{-kj,2007}) \quad (6)$$

其中 $\varphi_{kj,2007}$ 表示 2007 年 k 城市 j 行业的就业人数与当年 j 行业全部就业人数的比值,即 k 城市 j 行业的劳动力份额; $v_{-kj,2012}$ 表示除 k 城市自身外,所有其他城市 j 行业在 2012 年的就业人数加总;同理 $v_{-kj,2007}$ 表示除 k 城市自身外,所有其他城市 j 行业在 2007 年的就业人数加总; Shk_{kj} 表示 k 城市 j 行业在两年份间的劳动力需求变动,由于其在计算过程中排除了特定城市、特定行业自身劳动力需求的影响,故文献中通常将该指标用于度量研究对象所遭受的外生劳动力需求冲击;该值越大,表明行业劳动力受到的正向劳动力需求冲击也就越大。

从计算结果来看,各行业所受劳动力需求冲击大小与经验基本相符。^① 在计算出城市 \times 行业的需求冲击程度的基础上,我们通过构建模型 (7) 以剥离经济冲击对劳动者劳动福利的影响:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{i1} + \beta_2 D_{i2} + \beta_3 T + \alpha Shk_{kj} + \gamma_1 D_{i1} \times T + \gamma_2 D_{i2} \times T + \delta_x X_{it} + \lambda IMR_i + \theta_x non X_j + \varphi_x non X_j \times T + Z_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中 Shk_{kj} 为 (6) 式计算出城市 \times 行业的需求冲击度,其余变量含义与前文相同。此外,我们还额外控制了各城市同期最低工资标准以降低最低工资对劳动者福利的影响。

表 9 汇报了模型 (7) 的结果,即控制住同时期劳动力需求冲击的影响后,新《劳动合同法》对劳动者福利的影响。第 (1) 列变量 Shk 的系数值显示,劳动需求提升对劳动者的工作时长无显著影响。可能的原因是,虽然劳动需求的提高会在一定程度上会增加工作时间,但同时也赋予了劳动者更高的议价能力和劳动权益,该效果倾向于减少劳动工作时间,两者相互抵消,从而使劳动者的平均劳动时间不受行业需求变化的影响。第 (2) — (5) 列变量 Shk 的系数值显示,需求冲击同劳动者拥有各类社会保险的可能性显著正相关,即劳动者所在行业的劳动需求提升程度越大,劳动者拥有各项社会保险的可能性越高,其劳动福利的改善程度越大,该结论与经济直觉相符。最为重要的是,表 9 各列交互项 $T \times D_2$ 的系数仍然显著,且符号大小和方向都与前文一致,这表明在控制各城市 \times 行业受到的经济冲击后,新《劳动合同法》对农民工的保护作用依旧显著。

表 9 控制行业经济冲击后的结果 I

	(1) <i>lnwctm</i>	(2) <i>pension</i>	(3) <i>healca</i>	(4) <i>injuca</i>	(5) <i>unempca</i>
$T \times D_1$	-0.068 *** [3.28]	0.028 [1.12]	0.083 *** [4.45]	0.030 [0.86]	0.087 ** [2.43]
$T \times D_2$	-0.213 *** [6.91]	0.250 *** [5.44]	0.177 *** [5.26]	0.109 ** [2.17]	0.110 ** [2.34]
Shk	-0.001 [0.67]	0.002 ** [2.05]	0.002 *** [3.12]	0.003 *** [3.47]	0.002 *** [2.67]
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	6895	6895	6895	6895	6895

^① 需求冲击度排名前三的行业为建筑业、制造业和交通运输邮政业,需求冲击度最小的三大行业为电力燃气及水的生产和供应业、水利环境行业和租赁服务业。受篇幅限制,各行业所受的劳动力需求冲击程度计算结果可向作者索取。

进一步,我们在模型(7)的基础上引入劳动力需求冲击度与 DID 交互项的三次交互项,以考察新《劳动合同法》的保护作用是否会受到劳动力需求冲击程度的影响。模型(7)扩展如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{i1} + \beta_2 D_{i2} + \beta_3 T + \alpha Shk_{k_j} + \gamma_1 D_{i1} \times T + \gamma_2 D_{i2} \times T + \rho_1 D_{i1} \times T \times Shk_{k_j} + \rho_2 D_{i2} \times T \times Shk_{k_j} + \delta_x X_{it} + \lambda IMR_i + \theta_x non X_j + \varphi_x non X_j \times T + Z_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

表 10 汇报了模型(8)的回归结果,各列变量 *Shk* 的系数值和方向与表 9 基本一致。除第(2)列外,各列三次交互项 $T \times D_2 \times Shk$ 的系数都不显著,这说明新《劳动合同法》对农民工的保护作用基本不会因同时期其他经济冲击的差异性而受到影响。此外,同表 5 的结果相比,二次交互项 $T \times D_2$ 的系数值和显著性也变化不大。表 9 和表 10 的结果联合表明,在控制同时期其他因素对行业所造成的需求冲击后,新《劳动合同法》对农民工劳动福利的改善作用并不会因为经济冲击而受到影响。

表 10 控制行业经济冲击后的结果 II

	(1) <i>lnwktm</i>	(2) <i>pension</i>	(3) <i>healca</i>	(4) <i>injuca</i>	(5) <i>unempca</i>
$T \times D_1$	-0.065*** [2.94]	0.048* [1.81]	0.100*** [5.10]	0.052 [1.44]	0.104*** [2.84]
$T \times D_2$	-0.202*** [5.57]	0.327*** [6.04]	0.166*** [4.18]	0.101* [1.74]	0.117** [2.20]
<i>Shk</i>	-0.001 [0.34]	0.003*** [3.60]	0.003*** [4.30]	0.006*** [6.48]	0.004*** [4.92]
$T \times D_1 \times Shk$	-0.001 [0.70]	-0.005*** [2.93]	-0.004 [1.41]	-0.005 [0.66]	0.004 [1.20]
$T \times D_2 \times Shk$	-0.002 [0.81]	-0.012*** [2.96]	0.001 [0.37]	-0.006 [1.54]	-0.002 [0.50]
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数	6895	6895	6895	6895	6895

八、结 论

作为我国保护基层工人利益的重要法律制度,尽管新《劳动合同法》自实施之日起针对其能否提高弱势劳动者权益一直争议不断,但学术界始终缺乏采用合理的研究方法对该问题进行分析讨论,更鲜有关关注劳动者个人福利在此过程中的变化。随着近年来我国城镇化的高速推进,以农民工为代表的弱势工人劳动福利日益受到重视,在全面建设法治社会、和谐社会的背景下,准确地评估新《劳动合同法》的保护效力不仅有助于建立稳定和谐的劳资关系环境,同时对于制定和发展规范的劳动保护制度都具有极为重要的意义。

不同于已有文献,本文基于 CHIP 数据,选取工作时长和拥有各类社会保险的概率作为衡量农民工福利的指标,使用双重差分模型定量识别新《劳动合同法》的实施对农民工福利水平的影响,同时利用 Heckman 两步法消除因农民个体选择进城务工所导致的样本选择性偏误。研究结果显示,相比于城镇户籍劳动者,新《劳动合同法》对农民工的劳动福利有着更大的改善作用,它降低了农民工的工作时长 23%、提高了农民工拥有各类社会保险的概率 10%—26%。进一步,本文还从地区工人的议价能力、受教育程度和性别方面进行讨论,发现新《劳动合同法》的保护作用主要集中在低工人议价能力地区和低教育程度的农民工上,而在性别方面无明显差异。此外,在剥离同

时期其他经济因素的冲击后,新《劳动合同法》的劳动保护效应依然存在。

本文的结论一方面丰富了影响农民工劳动福利的相关文献,另一方面对我国新《劳动合同法》能否提高弱势群体福利的疑问做出了明确的回答,同时提供了新《劳动合同法》在不同地区实施效力的异质性证据,是对现有研究的有益补充。

参考文献

- 廖冠民、陈燕 2014:《劳动保护、劳动密集度与经营弹性:基于2008年〈劳动合同法〉的实证检验》,《经济科学》第2期。
- 刘彩凤 2008:《〈劳动合同法〉对我国企业解雇成本与雇用行为的影响:来自企业态度的问卷调查》,《经济管理》第2期。
- 刘媛媛、刘斌 2014:《劳动保护、成本粘性与企业应对》,《经济研究》第5期。
- 倪晓然、朱玉杰 2016:《劳动保护、劳动密集度与企业创新——来自2008年〈劳动合同法〉实施的证据》,《管理世界》第7期。
- 沈永健、范从来、陈冬华、刘俊 2017:《显性契约、职工维权与劳动力成本上升:〈劳动合同法〉的作用》,《中国工业经济》第2期。
- Almeida, R., and P. Carneiro, 2005, "Enforcement of Labor Regulation, Informal Labor, and Firm Performance", World Bank Policy Research Working Paper, 3756.
- Anderson, M. C., R. D. Banker, and S. N. Janakiraman, 2003, "Are Selling, General, and Administrative Costs 'Sticky'?", *Journal of Accounting Research*, 41(1), 47—63.
- Autor, D. H., and M. G. Duggan, 2003, "The Rise in the Disability Rolls and the Decline in Unemployment", *Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 157—206.
- Bentolila, S., and G. Bertola, 1990, "Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Euroclerosis?", *Review of Economic Studies*, 57(3), 381—402.
- Bound, T., and H. J. Harry, 1993, "Industrial Shifts, Skills Levels, and the Labor Market for White and Black Males", *Review of Economics and Statistics*, 75(3), 387—96.
- Charles, K. K., E. Hurst, and M. J. Notowidigdo, 2017, "Housing Booms, Manufacturing Decline, and Labor Market Outcomes", *American Economic Review*, 107(7), 1778—1823.
- Diamond, R., 2016, "The Determinants and Welfare Implications of US Workers' Diverging Location Choices by Skill: 1980—2000", *American Economic Review*, 106(3), 479—524.
- Feldmann, H., 2009, "The Unemployment effects of Labor Regulation around the World", *Journal of Comparative Economics*, 37, 76—90.
- Freeman, R. B., and X. Li, 2013, "How Does China's New Labor Contract Law Affect Floating Workers?", *National Bureau of Economic Research*, No. w19254.
- Gao, Q., S. Yang, and S. Li, 2012, "Labor Contracts and Social Insurance among Migrant Workers in China", *China Economic Review*, 23, 1195—1205.
- Garibaldi, P., 1998, "Job Flow Dynamics and Firing Restrictions", *European Economic Review*, 42(2), 245—275.
- Kaplan, D., 2009, "Job Creation and Labor Reform in Latin America", *Journal of Comparative Economics*, 37, 91—105.
- Martins, P. S., 2009, "Dismissals for Cause: The Difference That Just Eight Paragraphs Can Make", *Journal of Labor Economics*, 27(2), 37—58.
- McDonald, I. M., and R. M. Solow, 1981, "Wage Bargaining and Employment", *American Economic Review*, 71(5), 896—908.
- Nickell, S., 1997, "Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe Versus North America", *Journal of Economic Perspectives*, 11(3), 55—74.
- Oi, W. Y., 1962, "Labor as a Quasi-Fixed Factor", *Journal of Political Economy*, 538—555.
- Van der Wiel, K., 2010, "Better Protected, Better Paid: Evidence on How Employment Protection Affects Wages", *Labour Economics*, 17(1), 16—26.

Labor Protection and Welfare Improvement for Rural Migrant Workers: The New Labor Contract Law Perspective

DU Pengcheng^a, XU Shu^a and WU Mingqin^b

(a: Southwestern University of Finance and Economics; b: South China Normal University)

Summary: Since China's economic reform and opening-up, its industrialization and urbanization processes have been characterized by the large numbers of rural migrants seeking flexible jobs in urban areas. These migrant workers have played an increasingly important role in the urban labor market and made significant contributions to urban development. However, migrant workers generally lack labor protection. Compared with their urban counterparts, migrant workers are often considered to be unfairly treated by employers in terms of labor-related benefits. Aiming to improve the working conditions of disadvantaged groups, the Chinese government issued the New Labor Contract Law (NLCL) in 2008. Compared to the original labor protection law, the NLCL further clarifies the specific labor-related benefits that should be provided to employees, including the right to sign formal labor contracts and have social insurance purchased by their employer.

The NLCL has raised widespread concern in academia since its implementation. Although many studies have researched the economic effects of the NLCL from the perspective of enterprises (Feldmann, 2009; Kaplan, 2009), few studies have assessed the direct effects of the NLCL on labor protection. Our paper attempts to fill this research gap. Using data from the China Household Income Program (CHIP2007, CHIP2013), we examine the impact of the NLCL on migrant workers' social benefits, including working hours and different kinds of social insurance.

Regarding the design of empirical tests, we use the implementation of the NLCL as a quasi-natural experiment. Specifically, a difference in differences (DID) method is used to eliminate group-specific unobservable factors. Then, we correct for sample selection bias using the modified Heckman's two-step method. Finally, we explore the NLCL's heterogeneous effects by interacting the DID term with a series of measures of regional labor market heterogeneity.

Our benchmark results show that the NLCL has decreased migrant workers' working hours as much as 23%, and increased workers' probability of holding social insurance by 10%—26%. Correcting for sample selection bias does not change this conclusion. We further find that the effects of the NLCL on labor-related social benefits are stronger for migrant workers with lower bargaining power or lower education levels, but there is no significant difference between genders. Furthermore, controlling for industry-specific economic shocks during the same period does not change the NLCL's effects on migrant workers. The conclusions still hold when we consider possible small sample bias and eliminate the policy-anticipation effect.

Our study makes four main contributions to the literature. First, unlike the existing literature that has mainly focused on enterprises, this paper directly examines the impacts of the NLCL on migrant workers' labor benefits, which enriches the relevant literature on migrant workers. Second, we carefully correct the sample selection bias and control other possible confounders that may exist in this kind of research. Third, we construct a series of measures of regional labor market heterogeneity and discuss the heterogeneous effects of the NLCL on migrant workers' welfare improvement. It is a useful extension to the study of Gao et al. (2012). Finally, we construct an exogenous city-industry-specific labor demand shock to eliminate industry-specific economic shocks during the same period. This measure provides a useful control for changes in local labor market conditions under the two-periods DID framework, where the balanced path assumption is difficult to test.

As important legislation to protect the interests of grassroots workers, whether the NLCL can improve migrant workers' social benefits has been a controversial topic since its implementation. In the context of comprehensively advancing the rule of law, our empirical results not only provide a clear answer to the debate on whether the NLCL has improved the welfare of vulnerable groups, as represented by migrant workers, but also have important implications for the establishment and enhancement of labor protection legislation.

Keywords: Labor Protection; Migrant Workers; Welfare Improvement

JEL Classification: J53, J61, K12

(责任编辑: 林 一)(校对: 曹 帅)