

# 最低工资提升对低收入农民工 过度劳动的影响<sup>\*</sup>

郭凤鸣 张世伟

**【摘 要】**文章基于 2012 和 2013 年流动人口动态监测调查数据和城市宏观经济数据,应用基于分层模型的双重差分方法,分析了最低工资提升对低收入农民工过度劳动的影响。研究表明,农民工群体过度劳动严重;最低工资的提升不但未能缓解低收入农民工的过度劳动,而且增加了小学及以下受教育水平的女性农民工过度劳动的概率,也加重了初中教育水平男性农民工过度劳动的程度。因此,政府部门一方面需要进一步明确月最低工资所对应的法定工作小时数,或实施小时最低工资制度;另一方面需要加强对最低工资实施和法定工作时间的监管。只有结合严格的工作时间规定,控制企业的加班成本,才能有效控制最低工资提升对低收入农民工过度劳动的不利影响,使最低工资政策真正发挥保护低收入群体的作用。

**【关键词】**最低工资 过度劳动 多层模型 双重差分

**【作 者】**郭凤鸣 吉林大学数量经济研究中心,副教授;张世伟 吉林大学数量经济研究中心,教授。

## 一、引 言

随着农民工收入水平的上升,其过度劳动(工作时间过长<sup>①</sup>)问题逐渐显现。《2016 年农民工监测调查报告》显示,尽管 2016 年农民工超时工作的状况比 2015 年有所改善,但仍有 78.4%的农民工周工作时间超过 44 个小时,表明农民工过度劳动问题依然严重。过度劳动不仅损害农民工群体的健康,降低了其生产效率,损害企业的利益,而且可能影响中国经济的持续健康发展(杨河清,2014)。因此,分析农民工过度劳动的影响因素,尤

<sup>\*</sup> 本文为国家社会科学基金青年项目“农民工过度劳动与劳动报酬规制研究”(编号:15CJY022)的阶段性成果。

<sup>①</sup> 学界对过度劳动的定义并不一致,大多关注劳动者的劳动强度和疲劳状态,但对这些特征的量化较困难,由于过度劳动的重要表现为较长时期的超时、超负荷状态,劳动者的工作时间是其过度劳动最直接的度量指标,因而本文基于劳动者工作时间来界定劳动是否过度。

其是劳动力市场中制度因素对农民工过度劳动的影响,不仅可以使政策作用效果的评价更加深入,而且对于提出缓解农民工过度劳动相关政策建议具有重要的现实意义。

最低工资制度是政府保证低收入群体劳动收入的重要手段。农民工群体工资水平普遍较低,其就业和工资明显受最低工资标准的影响。根据“倒S”形劳动供给曲线理论,随着小时工资的提升,劳动者的工作时间呈现出先减少,后增加,再减少的“倒S”形变动趋势。农民工一般处于劳动供给曲线的下方,即工作时间随着工资水平的提高而减少(罗小兰,2007;夏怡然,2010),因而最低工资水平的提升可能缓解低收入农民工的过度劳动。根据劳动需求理论,作为单位时间劳动力成本的重要体现,小时工资的变动可能使雇主在劳动力工作时间和雇用数量之间进行替代,以及资本和劳动力之间进行替代(Zavodny,2000)。因而,小时最低工资的提升可能导致雇主用雇用数量和资本来代替工作时间,农民工过度劳动得到缓解。

然而,最低工资的提升也可能对低收入农民工的过度劳动有不利影响。中国《最低工资规定》指出,最低工资标准是指劳动者在法定工作时间或依法签订的劳动合同约定的工作时间内提供了正常劳动的前提下,用人单位依法应支付的最低劳动报酬(《最低工资规定》第三条)。在中国全日制劳动者的最低工资按照月最低工资水平执行,这一特征有别于美国等西方国家按照小时最低工资实施的最低工资制度,因而最低工资提升对工作时间的的影响明显不同。从劳动供给的角度看,由于全日制就业的农民工执行月最低工资标准,最低工资的提升对全日制就业农民工来说,只存在收入效应,不存在替代效应,即最低工资提升使全日制就业农民工倾向于工作较少的时间。从劳动需求的角度来看,月最低工资的提升增加了用人单位雇佣全日制劳动者的固定成本,在加班工资不变的条件下,用人单位可以用工作时间来代替劳动力的雇用数量,进而导致农民工的工作时间增加。此外,尽管《最低工资规定》限定了最低工资标准执行的工作时间,但对于最低工资执行的监管往往仅关注月劳动报酬,而忽略了劳动者的工作时间和加班工资(叶林祥等,2015),因而为了抵消最低工资提升带来的成本增加,用人单位往往通过增加农民工的工作时间来降低小时用工成本。

月最低工资提升使农民工和企业对工作时间的期望调整方向不一致,因而最低工资提升对农民工工作时间的的影响方向最终由供给和需求双方共同决定。然而,农民工群体在劳动力市场中普遍处于弱势(陈珣、徐舒,2014),因而工作时间可能更多由雇主决定,即最低工资的提升导致农民工工作时间增加。此外,由于受最低工资影响且过度劳动的农民工一方面工作效率普遍较低,企业对其劳动成本的增加可能更加敏感,另一方面这些农民工面临较大的失业风险,具有更低的议价能力,因而最低工资提升对农民工过度劳动的影响可能大于其对平均工作时间的的影响。

近年来,国内外对过度劳动问题的相关研究为本文提供了重要的参考和新的研究

思路。在研究内容方面,早期的研究主要关注过度劳动对劳动者自身、所在企业及整个经济的影响(王艾青,2007)。在认识到过度劳动的危害之后,一些学者开始分析过度劳动的影响因素(孟续铎、王欣,2014),但相关研究一方面较多关注高技能群体(如高级管理者和教师等)的过度劳动(杨河清、王丹,2011),对技能水平普遍较低的农民工群体关注较少;另一方面较多关注个体因素和企业因素等对劳动者过度劳动的影响(肖红梅,2014),较少关注最低工资等制度性因素的作用。

在最低工资提升的作用效果评价中,西方学者已对最低工资的工作时间效应进行了大量研究,但未得出一致的结论(Zavadny,2000;Neumark等,2004;Stewart等,2008)。近年来,随着中国最低工资制度的执行和完善,一些学者开始关注最低工资提升对劳动者工作时间的影响,但也未得出一致的研究结论。一些研究指出,最低工资提升使男性工作时间明显增加,对女性工作时间不存在明显影响(贾朋、张世伟,2013),一些研究专门关注了农民工群体的工作时间,得出最低工资提升导致男性农民工工作时间明显增加的结论(张世伟、杨正雄,2016;杨娟、李实,2016),但也有一些研究指出,最低工资提升对男性和女性工作时间均不存在显著影响(贾朋、张世伟,2012)。尽管大量学者研究了最低工资提升对工作时间的影响,但仅关注其对平均劳动供给的影响,并未对工作时间过长的过度劳动群体进行深入分析。如上所述,最低工资提升对农民工过度劳动的影响有别于其对平均工作时间的影响,因而其作用大小及显著性也可能存在差异。

在研究方法方面,过度劳动影响因素的相关研究通常采用二元 Logit 模型(Drago等,2005)。这是由于大量研究仅关注个体因素和企业因素对劳动者过度劳动的影响,并未考虑农民工所在地区的宏观经济因素。在考虑宏观经济环境因素的情况下,将宏观经济因素加入过度劳动选择方程中可能导致变量明显相关,进而得到不准确的估计结果。多层模型通过设立地区层次的随机截距项,消除个体数据在地区上集聚导致的相关性,为本文的研究提供了有益的思路(石磊等,2013)。最低工资提升效果评价的相关研究中,双重差分方法得到经济学者的广泛应用(Card等,1995;Neumark等,2008),但将双重差分与多层模型相结合的方法较为少见。

综上所述,本文应用2012和2013年流动人口动态监测数据,建立过度劳动选择的分层 logit 模型,消除样本在地区上聚类带来的估计偏差,并依据双重差分方法分析最低工资的提升对农民工过度劳动的影响,探究最低工资提升对农民工过度劳动影响的作用机制,进而提出缓解农民工过度劳动的相关政策建议。

## 二、数据来源

本文使用的微观数据为2012和2013年流动人口动态监测调查数据的个人数据部分。该调查是中国国家卫生和计划生育委员会组织的,调查对象为在调查地居住1个月

以上,非本地(区、县、市)户籍的 15~59 岁流动人口。调查内容包括个人基本情况、就业居住和社会保障、婚姻情况与计划生育服务,以及社会融合情况等,能够满足本研究的需要。本文所使用的最低工资数据来自各地区劳动与社会保障部门的相关文件,其他宏观数据来自国家统计局城市统计年鉴。由于本文关注农民工群体的过度劳动,因而基于流动人口动态调查数据,首先保留农业户口的个体,保存地级市水平数据<sup>①</sup>,并将个体数据与城市水平的宏观数据相匹配<sup>②</sup>,删除所用数据缺失的样本;其次,考虑最低工资影响群体主要为收入水平较低的劳动力群体,因此将样本范围设定为初中及以下受教育水平;再次,由于就业身份决定农民工是否受最低工资制度的影响,因而保留就业身份为雇员的样本,考虑到针对全日制就业和非全日制就业劳动者分别执行月最低工资和小时最低工资制度,非全日制农民工不涉及过度劳动问题,保留执行月最低工资标准的全日制就业农民工群体<sup>③</sup>;最后,由于最低工资不包括加班时间的工资,本文进一步按照农民工月工资除以工作时间所得小时工资计算标准工作时间月工资,保留标准时间月工资低于 2 倍最低工资的样本<sup>④</sup>。

本文将最低工资标准提升视为自然实验。由于样本调查时间为 5 月 1 日的前一周,因而可以将 2012 年 5 月 1 日至 2013 年 5 月 1 日调整过最低工资标准的城市作为实验组,在这一时间段内没有调整最低工资标准的城市作为对照组。根据双重差分估计方法,本文依据对照组的 6 个省份,基于匹配的思想在实验组中选择与其地理位置接近且经济环境相似的省份,形成匹配样本,并基于匹配样本分析最低工资提升对农民工过度劳动的影响。具体来说,实验组的浙江省和福建省与对照组的广东省相对应,河南省和湖南省与湖北省相对应,山西省和江西省与安徽省相对应,重庆市和贵州省与四川省相对应,甘肃省和陕西省与宁夏回族自治区相对应,吉林省和黑龙江省与辽宁省相对应。

表 1 给出了基于实验组和对照组农民工周工作时间和过度劳动状况的统计结果,从中可以看出,男性工作时间明显多于女性,且男性和女性的平均工作时间均远大于标准周工作时间 40 小时。由于过度劳动的相关研究对于是否过度劳动的界定通常以周

- 
- ① 国家统计局城市统计年鉴中仅给出了地级市人均 GDP 数据,因此本文仅对地级市进行分析,不考虑县级市。
  - ② 考虑到宏观经济环境对个体行为的影响存在滞后效应,因而地区层次经济数据(除最低工资外)用前一年的数据,如 2012 年用 2011 年的数据,而 2013 年用 2012 年的数据(刘和旺、王宇峰,2010)。
  - ③ 根据劳动法的规定,周工作时间在 24 小时及以下的就业视为非全日制就业,而周工作时间在 24 小时以上的就业为全日制就业。
  - ④ 对于标准时间月工资高于最低工资的农民工群体,标准时间月工资越高的个体,其受最低工资提升的影响可能越小,以往的研究有得出最低工资提升的溢出效应在 1.5 倍最低工资左右的结论(贾朋、张世伟,2013),综合直接影响和溢出效应,本文将样本限制在 2 倍最低工资水平以下。



表 1 实验组和对照组农民工工资、工作时间和过度劳动状况

分 组	男 性				女 性			
	2012 年	2013 年	差值	双重差分	2012 年	2013 年	差值	双重差分
周工作小时								
实验组	62.23	63.00	0.77	-0.05	60.41	60.33	-0.08	-0.18
对照组	59.44	60.27	0.83		56.50	56.60	0.10	
以 50 小时界定过度劳动(%)								
实验组	79.94	79.74	-0.20	-2.80	73.03	70.61	-2.42	-2.01
对照组	71.55	74.15	2.60		63.20	62.79	-0.41	
以 60 小时界定过度劳动(%)								
实验组	54.88	58.76	3.88	-2.61	49.51	49.79	0.28	-1.20
对照组	48.71	55.20	6.49		40.75	42.23	1.48	
样本量								
实验组	5184	7818			5177	7660		
对照组	3030	2781			3060	3306		

资料来源:2012 和 2013 年流动人口动态监测调查。

工作时间是否大于 50 或 60 小时为标准(Drago 等,2005),结合中国劳动法的相关规定<sup>①</sup>,本文也以 50 和 60 小时为标准对数据进行了统计。以 50 小时为标准,男性农民工过度劳动的比例大于 70%,而女性农民工过度劳动的比例也大于 60%;以 60 小时为标准,男性农民工过度劳动的比例在 50%左右,而女性农民工过度劳动的比例在 40%以上,远高于城镇职工过度劳动的比例,表明农民工过度劳动较为严重。

2012~2013 年实验组和对照组男性周工作时间均增加,但实验组工作时间增加较少,实验组女性工作时间减少,而对照组工作时间增加,因而男性和女性工作时间的双重差分结果均为负,表明最低工资的提升可能减少了其工作时间。以 50 小时为标准度量过度劳动,实验组男性过度劳动比例略有下降,而对照组过度劳动比例上升,实验组和对照组女性过度劳动比例均下降,但不论男性还是女性,过度劳动的双重差分结果均为负,表明最低工资的提升可能缓解了农民工的过度劳动。以 60 小时为界度量过度劳动,实验组和对照组男性过度劳动的比例均上升,实验组女性过度劳动比例下降,而对照组过度劳动比例上升,但过度劳动的双重差分结果也均为负,进一步表明最低工资的提升可能缓解了农民工的过度劳动。

双重差分结果显示,男性和女性农民工平均周工作时间均有所下降,而过度劳动概

① 《劳动法》第 36 条、第 38 条和第 41 条规定: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,且用人单位应当保证劳动者每周至少休息 1 天;用人单位由于生产经营需要,经与工会和劳动者协商后可以延长工作时间,一般每日不得超过 1 小时;由于特殊原因需要劳动者可以每天加班 3 小时,本文分别以周工作时间大于等于 50 小时和 60 小时作为过度劳动的度量标准。

率也下降,因而最低工资的提升可能缓解了农民工的过度劳动。但这一作用是否显著,对不同技能群体的影响是否一致,还需要进一步验证。

除了最低工资之外,其他地区经济因素也会影响农民工过度劳动的选择。人均 GDP 是代表地区经济发展水平的重要指标,失业率反映地区的就业难度,而在岗职工平均工资反映地区的收入水平。不同地区人均 GDP、失业率和在岗职工平均工资存在明显差异,这些差异可能影响农民工群体的过度劳动选择。因而,在识别最低工资提升对农民工过度劳动影响的分析中,应该考虑控制地区经济因素的作用。

除了地区经济环境因素,农民工个体特征和就业特征也会影响其工作时间和过度劳动的选择,表 2 给出了实验组和对照组农民工个体特征和就业特征的统计结果,从中可以看出,不论男性还是女性,实验组农民工受教育水平略低于对照组,而年龄略高于对照组,人力资本水平差异可能导致农民工的工作时间选择存在差异,进而过度劳动程度不同;实验组农民工非劳动收入水平略高,根据劳动供给理论,非劳动收入提高带来的收入效应将减少劳动者的工作时间,因而有助于缓解农民工的过度劳动;实验组与对照组已婚比例和有 6 岁以下孩子比例的差异在 2012 和 2013 年不存在一致性,但由于结婚和养育年幼孩子一方面会导致家庭经济压力增大,另一方面会促进男性和女性在工作、家庭的分工,因而已婚和有 6 岁以下孩子可能导致男性农民工过度劳动更加严重,而女性农民工过度劳动得到缓解。从就业单位类型看,无论男性还是女性,实验组在个体工商户和私营企业就业的比例略高于对照组,而在外资合资企业就业的比例略低于对照组,由于不同所有制类型企业执行的工作时间标准存在差异,就业单位类型的分布也会

表 2 实验组和对照组农民工个体特征的统计结果

变 量	男 性				女 性			
	实验组		对照组		实验组		对照组	
	2012 年	2013 年	2012 年	2013 年	2012 年	2013 年	2012 年	2013 年
受教育年限(年)	8.37	8.39	8.52	8.58	8.02	8.05	8.35	8.46
年龄(岁)	32.79	31.80	32.14	31.48	32.41	31.91	32.17	31.53
非劳动收入(千元)	1.28	1.32	1.24	1.19	2.12	2.21	2.05	2.07
已婚(%)	61.59	59.76	61.35	56.81	72.01	72.13	72.55	68.21
有 6 岁以下孩子(%)	22.57	21.92	23.66	21.32	23.91	24.27	25.20	21.23
事业单位(%)	1.14	1.10	1.75	1.69	1.76	1.45	2.45	2.63
国有企业(%)	4.17	2.89	3.20	3.99	2.36	1.92	3.24	2.27
集体企业(%)	2.58	2.06	3.20	2.01	1.93	1.55	1.90	2.81
个体工商户(%)	29.03	28.64	22.67	24.99	29.88	31.29	24.25	25.95
私营企业(%)	59.57	62.07	58.45	54.19	58.39	59.75	52.19	48.31
外资合资企业(%)	3.51	3.24	10.73	13.12	5.68	4.03	15.98	18.03

资料来源:同表 1。

导致实验组和对照组农民工过度劳动程度的差异。因而,在识别最低工资提升对农民工过度劳动影响的分析中,应进一步考虑控制个体因素和工作因素的作用。

### 三、分层模型双重差分方法

由于本文分析农民工过度劳动选择,结果变量为二分变量,因而借鉴线性模型的方法,将双重差分估计方法用于非线性模型,将过度劳动选择的二元 Logit 模型表示为:

$$\begin{aligned} \Pr[Y_i=1|X] &= \Lambda(\alpha + D_i\beta_1 + T_i\beta_2 + D_i \times T_i\beta_3 + X_i\beta_0) \\ &= \frac{\exp(\alpha + D_i\beta_1 + T_i\beta_2 + D_i \times T_i\beta_3 + X_i\beta_0)}{1 + \exp(\alpha + D_i\beta_1 + T_i\beta_2 + D_i \times T_i\beta_3 + X_i\beta_0)} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $Y$  代表是否过度劳动,个体过度劳动取值为 1,非过度劳动取值为 0。进一步可以将对数优势比表示为:

$$\ln \frac{p_i}{1-p_i} = \alpha + D_i\beta_1 + T_i\beta_2 + D_i \times T_i\beta_3 + X_i\beta_0 \quad (2)$$

其中,处理变量  $D$  和时间变量  $T$  交叉项的系数  $\beta_3$  表示最低工资提升带来的过度劳动对数优势比的变动。需要注意的是,处理变量  $D$  和时间变量  $T$  与影响过度劳动选择的个体特征变量  $X_i$  (如教育和年龄等)并不处于同一个层次,即表示最低工资是否提升的处理变量  $D$  随着地区的不同而不同,同一地区的个体处理变量  $D$  相同。此外,地区经济环境也会对农民工过度劳动产生影响,因而本文考虑加入其他地区水平因素,并考虑数据的分层特征,建立农民工过度劳动选择的多层模型:

$$\ln \frac{p_i}{1-p_i} = \alpha_{0j} + X_{ij}\beta_{0j} \quad (3)$$

其中,下标  $j$  表示地区; $\alpha_{0j}$  表示随着地区而变化的截距项; $X_{ij}$  表示影响农民工过度劳动选择的个体特征向量,其系数  $\beta_{0j}$  也可能随地区而变化,可以将它们设定为:

$$\alpha_{0j} = \gamma_{00} + D_j\gamma_{01} + T_j\gamma_{02} + D_j \times T_j\gamma_{03} + Z_j\gamma_{04} + u_{0j} \quad (4)$$

$$\beta_{0j} = \beta_{00} + v_{0j} \quad (5)$$

其中, $\gamma_{00}$  和  $\beta_{00}$  表示截距项; $Z_j$  表示影响个体过度劳动选择的地区水平经济变量; $u_{0j}$  表示地区水平的随机误差项; $v_{0j}$  表示个体特征对过度劳动影响的随机误差项。

综合式(3)、式(4)和式(5),建立多层模型:

$$\ln \frac{p_i}{1-p_i} = \gamma_{00} + D_j\gamma_{01} + T_j\gamma_{02} + D_j \times T_j\gamma_{03} + Z_j\gamma_{04} + X_{ij}\beta_{00} + X_{ij}v_{0j} + u_{0j} \quad (6)$$

为了识别最低工资提升对农民工过度劳动时间的影响,依照过度劳动选择方程的建立步骤,可以进一步建立过度劳动时间方程的多层模型:

$$H = \alpha_{00} + D_j\gamma_{05} + T_j\gamma_{06} + D_j \times T_j\gamma_{07} + Z_j\gamma_{08} + X_{ij}\beta_{10} + X_{ij}v_{1j} + u_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

其中, $H$  表示过度劳动的时间(工作时间减去 50 或 60 小时); $X_{ij}$  表示影响劳动者工

作时间选择的个体层次变量。 $Z_j$ 表示影响个体工作时间的城市水平经济变量,其他解释变量与过度劳动选择方程中相应变量的含义相同。

四、最低工资提升对农民工过度劳动的影响

(一)最低工资提升对过度劳动选择的影响

根据最低工资的作用机制,最低工资标准通常直接作用于低技能劳动力,间接作用于高技能劳动力,对低技能劳动力工资的影响明显大于高技能劳动力,进而最低工资对不同技能水平农民工工作时间和过度劳动的影响可能也存在差异。因而,本文不仅对总体农民工样本进行回归,而且借鉴邸俊鹏、韩清(2015)的方法,基于教育水平将农民工分为小学及以下和初中两组,分别分析最低工资提升对不同受教育水平农民工的影响。

基于式(6)对农民工过度劳动选择进行回归。以周工作时间大于等于50小时作为过度劳动的衡量标准,最低工资提升对男性和女性农民工过度劳动选择的影响和对不同受教育水平男性和女性农民工过度劳动选择的影响均不显著,结合农民工周平均工作时间在60小时左右的统计结果分析,以50小时作为低收入农民工过度劳动的度量标准过低。低收入农民工群体过度劳动严重,因而本文以周工作时间大于等于60小时作为过度劳动的衡量标准,对农民工过度劳动选择方程进行回归(见表3)。

从总体样本的回归结果看,随机效应的结果显示截距项在不同地区之间存在明显差异,教育和年龄的回归系数在不同地区之间也存在明显差异,表明建立多层模型是必要的。从变量的回归系数看,随着受教育水平的提高,女性农民工过度劳动的概率呈明显下降的趋势,而男性农民工过度劳动概率不存在明显变化,表明受教育水平的提高有助于缓解女性农民工的过度劳动。随着年龄的增长,男性农民工更可能过度劳动,而女性更不可能过度劳动,这与女性需要将更多的时间用于照顾家庭和孩子有关;在不同所有制类型企业之间,农民工过度劳动存在明显差异,且男性在不同类型企业之间过度劳动程度差异较小,女性在不同类型企业之间过度劳动程度差异较大;非劳动收入对男性和女性农民工的过度劳动均有显著负向影响,表明非劳动收入的提升有助于缓解农民工的过度劳动,与劳动供给理论相符。已婚和有6岁以下孩子使男性农民工过度劳动的概率增加,对女性农民工过度劳动的概率不存在明显影响,这可能是由于男性通常承担更多的家庭经济责任,女性在承担经济责任的同时还要承担照顾家庭的责任,因而结婚和有孩子使男性经济压力增大,过度劳动程度增加,而对女性过度劳动的影响存在两方面的作用,最终作用效果不显著;男性和女性过度劳动选择存在明显的地区差异,与东部地区相比,中部地区男性过度劳动概率更低,东北地区男性过度劳动概率更高,而中部地区和西部地区女性过度劳动的概率均更低。在宏观经济因素方面,人均GDP、失业率和职工工资对数变量对男性和女性农民工过度劳动的选择均不存在显著影响。



表 3 过度劳动选择的回归结果

变 量	总 体		小学及以下		初 中	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
受教育年限	-0.0185	-0.0391***	0.0009	-0.0111		
年龄	0.0444***	-0.0291**	0.0698***	0.0269	0.0399***	-0.0549***
年龄平方	-0.0007***	0.0004*	-0.0010***	-0.0005	-0.0006***	0.0008***
单位类型						
集体企业	0.1833	0.5179***	0.0652	0.3744	0.2250	0.5368***
个体工商户	0.8897***	1.3052***	0.7314***	1.3976***	0.9356***	1.2812***
私营企业	0.5560***	0.9334***	0.3635**	1.0706***	0.6076***	0.8963***
外资合资企业	0.5444***	1.1047***	0.4044	1.1667***	0.5873***	1.0781***
非劳动收入	-0.1397*	-0.1539*	0.0027	-0.0213	-0.1628*	-0.2103***
已婚	0.1857***	-0.0548	0.1993	0.0430	0.1910***	-0.0810
有 6 岁以下孩子	0.1086**	0.0094	0.2514**	-0.1109	0.0887*	0.0686
中部地区	-0.3670**	-0.7890***	-0.1834	-0.8239***	-0.4179***	-0.7444***
西部地区	-0.2232	-0.5116***	-0.2933*	-0.7144***	-0.2247	-0.4542***
东北地区	0.3056*	-0.0996	0.3519	-0.2750	0.2504	-0.0340
人均 GDP 对数	-0.0200	-0.0391	-0.3353*	-0.3026	0.0622	0.0141
失业率	-1.5387	-1.4028	-5.5918**	-2.5128	-1.0014	-1.5982
职工工资对数	-0.0201	-0.4610	0.2931	-0.7826	-0.2104	-0.3335
T	0.2439***	0.0461	0.1356	-0.0988	0.2783***	0.0621
D	-0.0173	0.0200	0.0116	-0.0795	0.0402	0.0685
T×D	-0.0682	0.0565	0.0295	0.3639**	-0.0924	-0.0230
常数项	-0.4083	5.3534*	-0.6379	10.6749***	0.5329	3.4281
随机系数标准差						
受教育年限	0.0463***	0.0203***				
年龄	0.0063***	0.0062***		0.0022	0.0081***	0.0086***
常数项	0.2799***	0.4584***	0.3233***	0.3757***	0.4777***	0.5284***
样本量	18813	19203	3046	4363	15767	14840

资料来源：同表 1。

总体样本的回归结果显示,随着时间的推移,男性农民工过度劳动的概率增加,而女性农民工过度劳动的概率没有明显变化,且实验组和对照组农民工的过度劳动不存在显著差异。双重差分结果显示,最低工资的提升对男性和女性农民工过度劳动选择的影响也不显著。

表 3 还给出了不同教育水平农民工过度劳动选择的回归结果,从中可以看出,农民工个体特征、工作特征和最低工资之外的其他区域经济水平因素的回归系数与未分组的样本回归结果相似。需要指出的是,人均 GDP 越高的地区,小学及以下受教育水平男

性过度劳动的概率越低,而失业率越高的地区,小学及以下受教育水平男性过度劳动的概率也越低,表明区域经济水平因素对部分农民工的过度劳动有显著影响。

双重差分的结果显示,最低工资的提升对不同受教育水平男性农民工过度劳动均不存在显著影响,对初中教育水平女性过度劳动也不存在显著影响,但小学及以下受教育水平女性农民工过度劳动概率有所增加。与不分教育水平的样本回归结果进行比较可以发现,最低工资提升对女性农民工过度劳动的影响主要体现在低受教育群体,这符合理论预期。最低工资提升使女性失业压力增大,尤其是低技能、低收入且工作时间较长的女性农民工失业压力最大,这部分农民工群体为了能继续工作,只能进一步增加工作时间,以弥补最低工资提升为企业带来的成本增加。

综上所述,最低工资提升使低技能女性的过度劳动更加严重,这主要是由于最低工资的提升使受教育水平较低且收入较低的女性农民工失业的压力增大,因而就业个体要想不被解雇,就必须工作更长时间以创造更多产出;而最低工资提升对过度劳动边缘的男性失业压力的影响相对较小,因而对男性过度劳动概率的影响不显著。因此,最低工资的提升并未表现出缓解农民工过度劳动的作用,反而加重了低技能女性农民工过度劳动的概率。

## （二）最低工资提升对过度劳动时间的影响

尽管最低工资提升对男性农民工过度劳动概率不存在显著影响,但可能影响过度劳动群体的工作时间,进而导致过度劳动的程度发生变化。因而,基于过度劳动农民工样本,依据式(7)对男性和女性农民工过度劳动时间进行回归(见表4)。

基于总体样本的回归结果显示,教育对男性和女性农民工过度劳动时间均存在显著负向影响,表明受教育水平的提升有助于降低农民工过度劳动程度;年龄对男性农民工过度劳动时间不存在显著影响,而随着年龄的增长,女性过度劳动时间表现出下降的趋势,但下降的幅度越来越小,这一作用与年龄对女性过度劳动选择的影响类似;过度劳动的男性和女性农民工在私营企业和外资合资企业过度劳动的时间较短,与过度劳动选择方程的回归结果对比发现,尽管在国有企业和集体企业中工作的男性农民工过度劳动的概率较低,但过度劳动的农民工普遍工作时间较长,而在私营企业和外资合资企业工作的男性农民工过度劳动的概率较高,过度劳动的时间较短,过度劳动的程度较低;非劳动收入对男性和女性农民工工作时间的选择均不存在显著影响,这可能是由于过度劳动的农民工非劳动收入普遍较低;与未婚农民工相比,已婚男性和女性农民工过度劳动时间更长,而有6岁以下孩子的女性过度劳动时间更长,对比过度劳动选择方程的回归结果,尽管已婚和有6岁以下孩子对女性过度劳动选择的概率没有显著影响,但这两个因素增加了过度劳动女性的工作时间,进一步表明已婚和有6岁以下孩子对女性劳动供给的影响是双向的;农民工过度劳动时间的选择存在明显的地区差异,与东部地区

表 4 过度劳动时间方程的回归结果

变 量	总 体		小学及以下		初 中	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
受教育年限	-0.3145***	-0.2520***	-0.2587*	-0.1664		
年龄	0.0654	-0.1649*	0.1249	0.0260	-0.0278	-0.2715**
年龄平方	-0.0011	0.0027**	-0.0024	-0.0004	0.0003	0.0046***
集体企业	-3.6226***	-1.4364	-3.2869	-0.0386	-3.6488***	-1.9328
个体工商户	0.3390	1.1558	1.6079	2.6007*	-0.0011	0.5854
私营企业	-1.3542**	-1.2609*	-0.0115	0.5954	-1.7594***	-1.9765**
外资合资企业	-3.2680***	-3.7503***	-4.5144***	-3.3511**	-3.3585***	-4.1959***
非劳动收入	0.2624	0.5101	0.0892	0.5632	0.2900	0.5474
已婚	1.8965***	0.7687**	0.6328	1.4742	2.0912***	0.6762
有 6 岁以下孩子	-0.1124	0.4777*	-0.4497	0.3192	-0.0234	0.6326*
中部地区	-1.1429	-2.0141***	-1.8771*	-1.8244*	-1.1334*	-2.5940***
西部地区	-1.6379**	-1.4932**	-0.5319	-2.2464**	-1.6400**	-1.4646*
东北地区	-0.5579	-0.5674	-2.6595**	-2.1022*	-0.0597	-0.9080
人均 GDP 对数	0.0592	0.1073	2.9237***	1.2726	-0.1694	-0.0358
失业率	-0.2446	-1.3754	32.5520**	21.1131*	-6.1315	-9.6214
职工工资对数	-2.9227*	0.0657	-8.0491***	-2.6116	-2.4266	-1.2093
T	-0.5267	-0.3000	0.0889	-0.4827	-0.6192	-0.1532
D	0.4133	0.7487	-0.3142	1.3037	0.8431	1.0532
T×D	0.8941**	-0.1305	1.5948	0.1449	0.7738*	-0.0829
常数项	44.7106***	14.2811	66.5462***	23.8696	40.5150***	29.4017*
随机系数标准差						
受教育年限	0.1968***	0.2772***				
年龄	0.0540***	0.0000***	0.0545***	0.0001***	0.0278***	0.0000***
常数项	0.0007***	0.7699	0.0000***	1.2041	1.6932***	2.4569***
误差项	9.3852***	9.2057***	9.8021***	9.5796***	9.2982***	9.0739***
样本量	10450	9020	1737	2274	8713	6746

资料来源：同表 1。

相比，西部地区男性和女性过度劳动时间均更短，中部地区女性过度劳动时间也更短；从地区层次解释变量的系数来看，所在城市职工工资水平越高，男性农民工过度劳动的时间越短，表明职工生活水平越高的地区，农民工过度劳动的程度越低。

尽管时间变量和处理变量对农民工过度劳动时间不存在显著影响，但双重差分估计结果显示，最低工资的提升明显增加了男性农民工过度劳动的时间，而对女性农民工过度劳动时间不存在显著影响。对比过度劳动选择方程的回归结果可以发现，尽管最低工资提升对男性农民工过度劳动的广度不存在显著影响，但其增加了男性农民工过度劳动的时间，加重了男性农民工过度劳动的深度。

从不同受教育群体的回归结果来看,最低工资提升对小学及以下受教育水平和初中受教育水平女性农民工过度劳动时间的影响均不显著。这是由于女性农民工的工作时间比男性农民工短,过度劳动程度也相对较轻,因而最低工资提升使一部分低受教育水平女性农民工从非过度劳动状态转为过度劳动状态。尽管过度劳动的女性农民工也可能通过增加工作时间来降低被解雇的风险,但一方面已处于过度劳动状态的女性农民工需要照顾家庭和孩子等,进一步增加工作时间较困难;另一方面在企业面对最低工资的提升,希望用工作时间替代劳动力雇佣数量时,相对于男性农民工,女性农民工更容易被解雇。因此,最低工资提升对女性过度劳动时间的影响不显著。

最低工资提升对小学及以下受教育水平男性过度劳动时间不存在显著影响,但明显增加了初中受教育水平男性的过度劳动时间。这是由于男性农民工过度劳动状况较严重,尤其是小学及以下受教育水平的男性农民工,其工作时间的增加范围较小,因而最低工资提升对该群体过度劳动时间的影响不显著,相反最低工资提升主要影响受教育水平略高、过度劳动程度相对较轻的初中受教育水平群体。

从上述研究结果看,最低工资的提升使农民工过度劳动更加严重。由于女性农民工工作时间普遍比男性农民工短,其过度劳动程度也相对较轻。因而,最低工资提升对女性农民工过度劳动的影响主要体现在受教育水平低的群体过度劳动概率的增加,对过度劳动的女性农民工群体的过度劳动时间不存在显著影响。由于男性农民工普遍过度劳动较严重,最低工资提升对男性农民工过度劳动概率不存在显著影响,但导致过度劳动时间增加,且这一作用主要体现在初中受教育水平的群体中。

(三)回归结果的对比和检验

首先,为了对比多层模型与不分层的传统模型的差异,本文还给出了过度劳动选择方程的 Logit 回归和过度劳动时间方程的 OLS 回归结果(见表 5)。从表 5 可以发现,Logit 回归结果中最低工资提升降低了初中受教育水平男性和女性农民工过度劳动的概率,与多层模型的回归结果存在明显差异,表明 Logit 模型的回归结果不可信。然而,最低工资提升加重了小学及以下受教育水平女性农民工的过度劳动,这一结果与多层模型的结果相符,表明最

表 5 过度劳动选择方程的 Logit 和过度劳动时间方程的 OLS 回归结果

变 量	总 体		小学及以下		初 中	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
Logit 回归						
T×D	-0.1052	-0.0663	0.0866	0.2960**	-0.1424**	-0.1561**
标准差	-1.62	-1.03	0.50	2.00	-2.02	-2.16
样本量	18813	19203	3046	4363	15767	14840
OLS 回归						
T×D	0.7171	-0.8734	1.8825	3.8963	-0.1147	-2.7789***
标准差	1.09	-1.62	1.32	1.37	-0.13	-2.80
样本量	10450	9020	1737	2274	8713	6746

资料来源:同表 1。



低工资提升使受教育水平较低的女性农民工过度劳动概率增加的结论是稳健的。OLS 回归结果显示,最低工资提升仅对初中受教育水平女性的过度劳动时间存在显著负向影响,对其他农民工过度劳动时间的影响不显著,同样与多层模型的回归结果存在较大差异,表明 OLS 模型的回归结果不可信。

其次,农民工过度劳动时间方程的回归仅基于过度劳动群体回归得出,可能存在样本选择偏差问题。为了消除样本选择偏差,本文依据 Heckman 两阶段方法对农民工过度劳动时间方程的多层模型进行回归(见表 6)。从表 6 可以看出,修正样本选择偏差的回归结果与原方程的回归结果一致,总体上最低工资提升导致男性农民工过度劳动时间增加,这一作用主要体现在初中受教育水平男性农民工群体中,而最低工资提升对小学及以下受教育水平男性农民工过度劳动时间不存在显著影响,验证了本文研究结果的稳健性。

最后,为了验证回归结果的可信性,本文进一步进行以下证伪检验:基于高中以上受教育水平且收入较高的农民工样本回归式(6)和式(7),分析最低工资提升对该受教育水平群体过度劳动的影响。由于最低工资主要影响受教育程度较低的低收入人群,对受教育水平较高的高收入群体不存在显著影响,因而预期回归系数不显著。表 7 给出

表 6 选择偏差修正模型的回归结果

	总 体		小学及以下		初 中	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
T×D	1.0071**	-0.1439	1.5686	-0.1105	0.8965*	-0.0381
标准差	2.29	-0.32	1.32	-0.10	1.91	-0.08
逆米尔斯比	-3.9618**	-3.2719**	-8.4714*	-2.1042	-3.0984**	-1.5864
样本量	18813	19203	3046	4363	15767	14840

资料来源:同表 1。

表 7 最低工资提升对高中以上教育群体过度劳动的影响

	过度劳动选择		过度劳动时间	
	女性	男性	女性	男性
T×D	0.1514	-0.2035	0.3564	0.5439
标准差	0.54	-0.39	0.95	0.60
样本量	1590	938	1590	938

资料来源:同表 1。

了基于高中以上受教育水平男性和女性农民工过度劳动选择和过度劳动时间方程回归结果,从中可以看出,交叉项系数均不显著,表明最低工资提升对受教育水平较高农民工群体的过度劳动选择和过度劳动时间均不存在显著影响。

五、结 论

本文基于 2012 和 2013 年中国流动人口动态检测数据和最低工资等城市宏观经济数据,分析了最低工资提升对低收入农民工过度劳动的影响。研究结果显示,低收入农

民工群体过度劳动严重,大多数农民工处于重度过度劳动状态。农民工平均周工作时间在 60 小时左右,远高于传统过度劳动的衡量标准。过度劳动已成为低收入农民工生活的常态,周工作时间 50 小时及以上的农民工比例在 70%左右,因而基于传统过度劳动衡量标准度量的农民工群体过度劳动状态对最低工资等因素的变化均不敏感。

以周工作时间 60 小时及以上作为过度劳动的衡量标准,对农民工群体的过度劳动选择进行回归,结果表明最低工资的提升并未缓解低收入农民工的过度劳动,而且增加了小学及以下受教育水平女性农民工群体过度劳动的概率。这一结论符合相关理论预期,表明最低工资提升使女性失业压力增大,尤其是低技能、低收入且工作时间较长的女性农民工失业压力最大,因而这部分农民工群体为了能继续工作,只能增加工作时间,以弥补最低工资提升给企业带来的成本增加。

过度劳动时间方程的回归结果显示,最低工资的提升增加了受教育水平略高的男性农民工的过度劳动时间,加重了其过度劳动的程度。这一结论表明最低工资的提升同样增加了男性农民工失业的风险,导致其可能更加努力工作。最低工资对更低教育水平男性农民工过度劳动时间影响不显著的原因在于,小学及以下受教育水平男性农民工群体处于严重的过度劳动状态,其工作时间提升范围较小,因而最低工资提升主要影响受教育水平略高、过度劳动程度相对较轻的初中受教育水平群体。

比较男性和女性过度劳动选择方程和过度劳动时间方程的回归结果,可以发现是否过度劳动对于女性农民工是一个重要的选择,最低工资的提升可能使一些原来非过度劳动的女性农民工选择过度劳动以应对失业压力的增大。但是,由于过度劳动已经成为男性农民工的工作常态,因而是否过度劳动,甚至是否重度过度劳动对于男性农民工来说并不重要。尽管最低工资的提升对男性农民工过度劳动的概率不存在显著影响,但其增加了男性农民工过度劳动的时间,尤其是受教育水平略高且过度劳动程度相对较轻的男性农民工群体过度劳动的时间。

最低工资提升对劳动力市场的影响不仅体现在就业效应上,还体现在工作时间的选择上。最低工资的提升加重了低收入农民工群体的过度劳动,这与中国月最低工资制度的实施有关。尽管《最低工资规定》中对最低工资标准执行的工作时间进行了限定,但对于最低工资执行的监管往往仅关注月劳动报酬,而忽略了劳动者的工作时间和加班工资(叶林祥,2015),因而为了抵消最低工资提升带来的成本增加,有些用人单位通过增加工作时间来降低小时用工成本。

本研究结论表明,政府部门一方面需要进一步明确月最低工资所对应的工作小时数,或实施小时最低工资制度,以保证获得最低工资劳动者的利益;另一方面需要加强最低工资实施和法定工作时间的监管,以防止部分企业通过延长工作时间,变相压低工

资。只有结合严格的工作时间规定,增加企业的加班成本,才能有效控制最低工资提升对低收入农民工过度劳动的不利影响,使最低工资政策真正发挥保护低收入群体的作用。

# 参考文献:

1. 陈珣、徐舒(2014):《农民工与城镇职工的工资差距及动态同化》,《经济研究》,第10期。
2. 邱俊鹏、韩清(2015):《最低工资标准提升的收入效应研究》,《数量经济技术经济研究》,第7期。
3. 贾朋、张世伟(2012):《最低工资标准提升的劳动供给效应——基于回归间断设计的经验研究》,《中国人口科学》,第2期。
4. 贾朋、张世伟(2013):《最低工资标准提升的溢出效应》,《统计研究》,第4期。
5. 刘和旺、王宇峰(2010):《政治资本的收益随市场化进程增加还是减少》,《经济学(季刊)》,第3期。
6. 罗小兰(2007):《向右下倾斜的非农劳动供给曲线——来自中国健康和营养调查的证据》,《中国农村经济》,第10期。
7. 孟续铎、王欣(2014):《企业员工“过劳”现状及其影响因素的研究——基于“推一拉”模型的分析》,《人口与经济》,第3期。
8. 石磊等(2013):《多水平模型及其在经济领域中的应用》,科学出版社。
9. 王艾青(2007):《过度劳动及其就业挤出效应分析》,《当代经济研究》,第1期。
10. 夏怡然(2010):《低工资水平下城市农民工的劳动供给模型》,《中国人口科学》,第3期。
11. 肖红梅(2014):《城市从业者“过劳”的成因分析——基于北京地区的调查数据》,《人口与经济》,第3期。
12. 杨河清(2014):《我国过劳问题严重,亟须加强研究》,《人口与经济》,第3期。
13. 杨河清、王丹(2011):《北京商务中心区知识工作者过劳状况——现状与对策》,《经济与管理研究》,第10期。
14. 杨娟、李实(2016):《最低工资提高会增加农民工收入吗?》,《经济学(季刊)》,第4期。
15. 叶林祥等(2015):《中国企业对最低工资政策的遵守——基于中国六省市企业与员工匹配数据的经验研究》,《经济研究》,第6期。
16. 张世伟、杨正雄(2016):《最低工资标准提升是否影响农民工就业与工资》,《财经科学》,第10期。
17. Card, D., Krueger A. (1995), *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*. Princeton University Press.
18. Drago, R., Black, D. and Wooden, M. (2005), *The Persistence of Long Work Hours*. Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research. The University of Melbourne.
19. Neumark, D., Schweitzer, M. and Wascher, W. (2004), Minimum Wage Effects throughout the Wage Distribution. *Journal of Human Resources*. 39(2).
20. Neumark, D., Wascher, W. (2008), *Minimum Wages*. The MIT Press.
21. Stewart, M. and Swaffield, J. (2008), The Other Margin: Do Minimum Wages Cause Working Hours Adjustments for Low-Wage Workers?. *Economica*. 75(297).
22. Zavodny, M. (2000), The Effect of the Minimum Wage on Employment and Hours Labor Economics. 7(6).

(责任编辑:李玉柱)