

中等职业教育对农民工 过度劳动的影响

——基于直接和间接效应的经验证据

郭凤鸣

[摘要] 本文基于2013年中国流动人口动态监测调查数据,建立农民工过度劳动选择的简化式方程和结构式方程,分析中等职业教育对农民工过度劳动的影响。研究表明,教育水平提高使得农民工群体过度劳动的概率下降;相比于普通高中教育,接受中等职业教育的农民工过度劳动概率更低;中等职业教育主要通过提高男性农民工的技能水平,增加其工作稳定性,来降低其过度劳动的概率,而主要通过提高女性农民工的工资,降低其过度劳动的概率。因而,政府部门应注重中等职业教育对农民工就业的影响,通过增加中等职业教育的深度可有效缓解男性农民工的过度劳动;通过扩大中等职业教育的广度,可有效缓解女性农民工的过度劳动。

[关键词] 过度劳动; 农民工; 中等职业教育

一、引言

党的十八大提出加快农村中等职业教育发展的目标以来,我国中等职业教育发展取得了重要的成就,促进了农村劳动力就业和生活水平提升(王奕俊、赵晋,2017)。农民工作为农村劳动力群体的重要代表,中等职业教育不仅为其带来了更多的就业机会,也促使其工资水平得到明显提升(刘万霞,2011;魏万青,2015)。然而,作为城镇劳动力市场中的弱势群体,大多数农民工仍然就业于工作环境较差的次级劳动力市场之中,长时间、超负荷的过度劳动状态仍是大多数农民工的工作常态(石丹渐、赖柳华,2014)。过度劳

[收稿日期] 2019-03-14

[基金项目] 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”(15CJY022)。

[作者简介] 郭凤鸣,吉林大学商学院,电子邮箱地址:guofm82@jlu.edu.cn。

[致谢] 作者感谢国家卫生健康委流动人口服务中心提供的数据支持。

动不仅影响劳动者自身的健康,而且降低企业的生产效率,甚至阻碍整体经济社会的可持续发展(杨河清,2014;王艾青,2007;Oaxaca,2014)。那么,相对于初中教育,中等职业教育为农民工带来更多就业机会和更高工资的同时是否也有助于缓解其过度劳动呢?中等职业教育和普通高中教育在教育目标上的不同是否对农民工的过度劳动具有不同的影响?对于这些问题的解答,有助于我们更加深入地理解教育对农民工就业的影响,也有助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。

在理论上,职业教育对农民工过度劳动的影响体现在直接和间接两个方面:(1)在直接方面:根据就业相关理论,教育会影响劳动者的就业选择,教育水平低是农民工就业稳定性较城镇工低的主要原因(周闯,2014;肖小勇等,2019),而就业不稳定、福利缺失是农民工过度劳动的重要原因(王艾青,2009)。因而,教育水平的提升有助于提升农民工的就业稳定性,进而可能导致其过度劳动的概率下降。(2)在间接方面:根据人力资本理论,教育是影响劳动力工资的重要变量,教育水平的提升将有助于劳动者工资水平的提升(Mincer,1974);根据劳动供给理论,工资是影响劳动力工作时间的重要因素(皮埃尔·卡赫克、安德烈·齐尔贝尔博格,2007),因而工资率的提升也会影响劳动者过度劳动的选择。因此,教育通过工资可能对农民工过度劳动产生间接影响。然而,由于工资对工作时间的影响存在收入效应和替代效应,这一作用的方向是不确定的。

不仅教育水平对农民工工资和就业产生影响,劳动者所受教育类型的不同,也将直接影响劳动者的工资和就业。中等职业教育和普通高中教育不仅存在收入回报上的差异,而且接受不同教育的劳动者将面临不同的职业路径选择和就业机会(陈伟、乌尼日其其格,2016)。与普通学校教育不同,中等职业教育更加注重劳动者对于特定职业知识的获得和职业技能的提升。农民工群体受教育水平普遍较低,义务教育之后的中等职业教育是其职业技能提升的重要途径(刘万霞,2013;王雯、王秀芝,2017)。因而,接受中等职业教育和普通高中教育的农民工可能面临不同的工作时间选择,过度劳动状况存在差异。

在实证研究方面,过度劳动影响因素相关研究几乎均考虑了教育对过度劳动的影响,但相关研究一方面在度量方法上较简单,要么在统计上说明教育与劳动者过度劳动之间的关系(孟续铎、王欣,2014;肖红梅,2014),忽略其他因素的影响,要么将教育作为过度劳动选择方程的一个解释变量,总体上分析教育对过度劳动选择的影响,而未对教育的直接影响和间接影响进行讨论(Drago *et al.*, 2005; Cha, 2013; Cha, 2014; 王丹, 2011);另一方

面,相关研究较少关注不同教育类型对农民工过度劳动的影响,而通常将教育年限相同的普通高中教育和中等职业教育视为相同的教育层级,忽略不同类型的教育对劳动者就业影响的差异。事实上,教育对劳动者工资的促进作用已经成为学术界的共识,一些学者也关注职业教育对农民工的就业促进和工资提升作用(刘万霞,2013,2015;魏万青,2015),但鲜有学者关注中等职业教育对农民工过度劳动的影响。然而,农民工劳动供给相关实证研究表明,农民工群体大多处于“倒 S”形劳动供给曲线的下方,工资率的提升将减少农民工的工作时间(郭继强,2005;罗小兰,2007;夏怡然,2010),进而有助于缓解农民工群体的过度劳动(郭凤鸣、张世伟,2018),这些结果暗示中等职业教育对农民工过度劳动存在间接影响,为本文的研究提供了重要参考。

综上所述,本文关注中等职业教育对农民工过度劳动的影响,并基于过度劳动选择的简化式和结构式模型回归结果,运用科学的分解方法度量中等职业教育对农民工过度劳动影响的直接效应和间接效应,通过比较中等职业教育对男性和女性农民工过度劳动影响的差异,提出缓解男性和女性农民工过度劳动的相关政策建议。

二、数据说明及统计描述

本文所用数据来源于 2013 年中国流动人口动态监测调查项目的流动人口社会融合专题调查。中国流动人口动态监测总体抽样调查的主要内容包括个体基本情况、就业居住和社会保障等相关信息,流动人口社会融合专题调查在总体抽样调查基础上进一步选取了 6 个省份(上海、江苏、福建、湖南、湖北和陕西)的 8 个城市(上海市、苏州市、无锡市、武汉市、长沙市、西安市、泉州市和咸阳市)进行了社会融合相关信息的详细调查,包含了总体调查中未涉及的流动人口接受培训和签订劳动合同等相关信息,为本文的研究提供了更充分的信息。鉴于本文分析农民工群体的过度劳动行为,因而首先将样本限定为劳动年龄人口(男性年龄限定在 16—60 岁,女性年龄限定在 16—55 岁),其次保留目前处于劳动状态且就业身份为雇员的样本^①,并删除信息缺失的数据。

需要指出的是,本文的中等职业教育指数据中所标示的“中专”教育,其

^① 与雇员相比,自雇用者对工作时间的选择更加自由,其过度劳动选择的影响因素与雇员也存在明显差异,因而本文将自雇用者删除,仅仅分析职业培训对农民工雇员过度劳动选择的影响。

为与普通高中教育相对应的职业学校教育,包括职业高中、技工学校和中等专业学校教育。根据本文的研究思路,首先将初中教育水平农民工作为对照,分析初中教育之后是否接受中等职业教育对农民工过度劳动的影响,并比较接受普通高中教育和接受中等职业教育对农民工过度劳动影响的差异;其次将与中等职业教育具有相同教育年限的普通高中教育水平农民工群体作为对照,分析中等职业教育相对于普通高中教育对农民工过度劳动的影响。因而,本文仅保留初中教育、普通高中教育和中等职业教育水平的样本,最后获得可用样本 6716 个。

关于过度劳动,学术界的定义并不一致,相关研究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、超负荷工作状态,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。根据劳动法规定,劳动者每日工作时间不超过八小时、平均每周工作时间不超过四十四小时,且用人单位应当保证劳动者每周至少休息一日;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,一般每日不得超过一小时;因特殊原因需要延长工作时间的,在保障劳动者身体健康的条件下延长工作时间每日不得超过三小时,但是每月不得超过三十六小时。因而,参考标准周工作时间 44 小时,生产经营需要劳动者可以每天加班 1 小时,同时确保每周一天休息时间的标准得出,劳动者周工作时间最多可达 $50(44+1 \times 6=50)$ 小时,且这一标准与西方国家度量过度劳动的标准基本相一致。因而,本文结合西方国家度量过度劳动的标准,将周工作时间大于等于 50 小时视为过度劳动。

表 1 给出了基于数据得出的农民工工作时间与过度劳动的统计结果,可以发现,农民工周平均工作时间为 56.73 小时,明显高于劳动法规定的标准周工作时间 44 小时,过度劳动的农民工比例为 58.94%,表明农民工过度劳动现象严重。由于初中所对应的受教育年限一般为 9 年,而普通高中教育和中等职业教育所对应的受教育年限一般为 12 年,因而可以将普通高中教育和中等职业教育视为同等教育水平。比较不同教育水平的农民工可以发现,教育水平的提高可能有助于减少农民工的工作时间,并降低其过度劳动的程度。然而,比较相同教育水平的普通高中教育和中等职业教育农民工群体可以发现,工作时间和过度劳动状况在这两个群体间仍存在明显差异。普通高中教育水平农民工的周工作时间较中等职业教育水平农民工周工作时长约 1.3 个小时,而过度劳动的比例高约 6.92 个百分点。相同教育年限的农民工过度劳动程度的差异一方面可能来源于群体间劳动力个体特征和工作特征的差异,

另一方面可能来源于普通高中教育和中等职业教育的技能培养方向差异, 相对于普通高中教育, 中等职业教育对个体技能培养的注重, 可能更有利于个体在劳动力市场中对工作时间的自由选择。

表 1 农民工工作时间与过度劳动统计

就业特征	总体	初中教育	普通高中教育	中等职业教育
工作时间(小时)	56.73 (13.39)	58.42 (13.57)	54.55 (12.24)	53.29 (13.05)
过度劳动(%)	58.94	65.05	53.05	46.13
过度劳动时间(小时)	16.31 (10.38)	16.83 (10.58)	14.62 (9.48)	15.60 (10.26)
样本数	6716	4546	1459	711

注: 工作时间为平均每周的工作时间, 过度劳动时间的统计结果基于过度劳动农民工样本, 括号中为标准差, 下同。

根据家庭劳动供给理论, 由于男性和女性在家庭中的角色不同, 其劳动供给行为存在明显差异, 因而男性和女性对过度劳动的选择可能也存在明显差异。表 2 分别给出了男性和女性农民工就业特征的统计结果。比较男性和女性农民工可以发现, 男性的周平均工作时间多于女性, 且随着教育水平的提高, 男性和女性的周平均工作时间和过度劳动的比例均表现出下降的趋势, 与总体的统计结果相一致。然而, 比较相同教育水平的普通高中教育和中等职业教育组可以发现, 男性的周工作时间并不存在明显差异, 但普通高中教育男性过度劳动的比例却明显高于中等职业教育男性, 进一步对过度劳动的时间进行统计发现, 普通高中教育男性平均过度劳动时间低于中等职业教育男性, 表明中等职业教育男性过度劳动比例较低, 但过度劳动的农民工工作时间较长; 普通高中教育女性的周平均工作时间和过度劳动的比例均明显多于中等职业教育女性, 但与男性不同, 普通高中教育女性平均过度劳动时间与中等职业教育女性不存在明显差异。综上所述, 男性和女性的工作时间和过度劳动特征存在明显差异, 因而有必要分别分析男性和女性的过度劳动影响因素。

表 2 男性和女性农民工就业特征统计

就业特征	男性			女性		
	初中教育	普通高中教育	中等职业教育	初中教育	普通高中教育	中等职业教育
工作时间 (小时)	59.15 (13.47)	55.57 (12.28)	55.13 (13.60)	57.51 (13.65)	53.03 (12.04)	51.49 (12.25)

续表

就业特征	男性			女性		
	初中教育	普通高中教育	中等职业教育	初中教育	普通高中教育	中等职业教育
过度劳动(%)	67.61	57.14	50.71	61.81	46.92	41.67
过度劳动 时间(小时)	16.99 (10.63)	14.84 (9.54)	16.79 (10.68)	16.61 (10.50)	14.22 (9.35)	14.19 (9.58)
样本数	2535	875	351	2011	584	360

不同教育群体个体特征和工作单位的差异可能导致群体间过度劳动的差异,因而表3给出了不同教育水平男性和女性农民工的基本特征统计结果。根据劳动供给理论,小时工资和非劳动收入是影响劳动者劳动供给的重要因素。与初中教育水平相比,普通高中和中等职业教育水平农民工小时工资更高,符合人力资本理论的预期。根据劳动供给理论,工资的变动带来收入效应和替代效应,将导致不同受教育水平农民工群体间的工作时间差异和过度劳动选择差异。

从农民工个体特征来看,与初中教育水平农民工相比,普通高中和中等职业教育水平农民工接受培训的比例在上升,与人力资本理论的预期相一致,这可能导致不同受教育水平农民工过度劳动选择的差异;普通高中和中等职业教育农民工平均年龄较小,符合中国教育发展的现实,根据生命周期劳动供给理论,随着劳动者年龄的增长,工作时间呈现出先上升后下降的变动趋势,因而不同受教育水平农民工群体平均年龄差异可能导致群体间的过度劳动选择差异;普通高中和中等职业教育农民工已婚比例和有年幼孩子比例均较低,这可能与不同受教育水平农民工的年龄差异有关。

从农民工工作特征来看,与初中教育水平农民工相比,普通高中和中等职业教育水平农民工更可能签订劳动合同,劳动合同一方面通过对农民工的工作时间进行限制直接影响其过度劳动的选择,另一方面通过保证农民工的工资获得,间接影响农民工的过度劳动;与初中教育水平相比,普通高中教育水平农民工更可能在国有企业工作,而中等职业教育水平农民工更可能在外资和中外合资企业工作,由于国有企业、外资企业和中外合资企业对劳动法的执行更加严格,因而其劳动者的工作时间可能更加规范,这可能有助于解释普通高中和中等职业教育水平农民工过度劳动的较低比例。

比较相同教育水平的普通高中教育和中等职业教育农民工群体可以发现,普通高中教育男性的小时工资高于中等职业教育男性,而普通高中教育女性的小时工资低于中等职业教育女性,表明小时工资对男性和女性过度劳动的

选择可能存在明显差异；男性非劳动收入低于女性，这是由于非劳动收入包括配偶收入的缘故，男性的收入通常高于女性，因而这一结果与预期相符；普通高中教育水平农民工接受培训的比例高于中等职业教育水平农民工，且这一差异在女性农民工中表现得更加明显；普通高中教育水平农民工的年龄和已婚比例均高于中等职业教育水平农民工，但有年幼孩子比例均低于中等职业教育水平农民工，且这一差异在女性农民工中表现得更加明显；中等职业教育水平农民工更加倾向于签订固定期限劳动合同，而普通高中教育水平农民工对合同的签订比较分化，其签订无固定期限劳动合同和无合同的劳动者比例均较高，这一差异在女性农民工中表现得更加明显；普通高中教育水平群体更倾向于在国有企事业单位、集体企业、个体工商户和私营企业工作，而中等职业教育水平群体更加倾向于在外资和中外合资企业工作，且这一特征在男性和女性群体中表现基本一致。普通高中和中等职业教育水平农民工在个体特征和工作特征上均存在明显差异，且这些差异在男性和女性农民工中表现不同，可能导致对男性和女性过度劳动选择的影响存在明显差异，因而需要建立回归模型，控制影响农民工过度劳动选择的个体和工作特征，才能分析教育对农民工过度劳动的影响机制。

表 3 男性和女性农民工个体特征统计

就业特征	男性			女性		
	初中教育	普通高中教育	中等职业教育	初中教育	普通高中教育	中等职业教育
小时工资(元)	13.40 (6.67)	14.61 (7.73)	14.29 (6.38)	10.84 (5.38)	11.71 (5.07)	12.49 (5.21)
非劳动收入 (千元)	1.7921 (2.78)	1.5947 (2.59)	1.4481 (2.10)	2.5363 (2.45)	2.5386 (5.48)	2.1621 (4.05)
培训(%)	11.64	15.66	15.10	13.03	19.86	13.33
年龄(年)	33.23 (9.09)	31.77 (8.86)	28.24 (6.29)	31.56 (8.31)	29.00 (6.71)	26.07 (5.11)
已婚(%)	71.60	64.23	53.28	74.59	59.59	44.72
有年幼孩子(%)	28.24	26.29	27.92	28.24	24.83	27.50
劳动合同类型(%):						
无固定期限合同	16.02	16.11	14.81	16.01	18.32	12.22
有固定期限合同	46.15	56.46	63.25	53.06	52.91	61.67
无合同	37.83	27.43	21.94	30.93	28.77	26.11

续表

就业特征	男性			女性		
	初中教育	普通高中教育	中等职业教育	初中教育	普通高中教育	中等职业教育
单位所有制类型(%):						
国有企事业单位	3.98	5.72	5.41	2.78	4.62	2.78
集体企业	4.10	5.14	3.42	4.23	3.60	3.61
个体工商户	14.20	14.74	11.68	15.56	21.92	11.94
私营企业	61.14	50.17	41.88	58.33	48.63	42.22
外资企业	5.37	13.37	23.65	9.50	11.13	23.61
中外合资企业	7.34	8.57	11.68	8.01	8.39	13.89
其他类型企业	3.87	2.29	2.28	1.59	1.71	1.94

注：非劳动收入基于有非劳动收入的农民工样本计算得出，其中初中、普通高中和中等职业教育男性样本分别为 1631、516 和 180，初中、普通高中和中等职业教育女性样本分别为 1500、362 和 193。

三、分析框架

根据理论上的分析，教育对农民工过度劳动的影响表现为直接影响和通过影响工资进而影响过度劳动的间接影响。因而，为了解析出直接影响和间接影响，需要建立过度劳动选择模型。首先，农民工过度劳动选择简化式方程可以表示为：

$$Y_i^* = E_i'\beta_{01} + X_i'\beta_{02} + \mu_i \tag{1}$$

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } Y_i^* \leq 0 \end{cases} \tag{2}$$

其中， Y_i^* 表示决定农民工过度劳动选择的潜变量。 Y_i 表示实际观测到的过度劳动的变量(0 表示非过度劳动，1 表示过度劳动)， E_i 表示受教育程度变量， X_i 表示影响过度劳动选择的其他变量(包含常数项，不包含工资)， β_{01} 与 β_{11} 分别表示相应变量的回归系数， μ_i 表示随机误差项。在 μ_i 服从 Logistic 分布的假定下，模型被设定为 Logit 模型。因此，农民工过度劳动的概率可以表示为：

$$\Pr(Y_i=1) = \frac{\exp(E_i'\beta_{01} + X_i'\beta_{02})}{1 + \exp(E_i'\beta_{01} + X_i'\beta_{02})} \tag{3}$$

其次，将小时工资对数 $\ln \hat{w}_i$ 作为解释变量加入模型中，建立农民工过

度劳动选择的结构式方程:

$$Y_i^* = E_i' \beta_{11} + \ln \hat{w}_i \beta_{12} + X_i' \beta_{13} + v_i$$

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } Y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

其中, β_{11} 表示教育变量的回归系数, β_{12} 表示小时工资对数的回归系数, β_{13} 表示其他影响过度劳动选择变量的回归系数(向量), v_i 表示随机误差项。考虑市场工资影响的个体过度劳动选择模型可以表示为:

$$\Pr(y_i=1) = \frac{\exp(E_i' \beta_{11} + \ln \hat{w}_i \beta_{12} + X_i' \beta_{13})}{1 + \exp(E_i' \beta_{11} + \ln \hat{w}_i \beta_{12} + X_i' \beta_{13})} \quad (5)$$

因此, 基于简化式和结构式 Logit 模型的对数优势比分别可以表示为:

$$\ln \frac{\Pr(y_i=1)}{\Pr(y_i=0)} = E_i' \beta_{01} + X_i' \beta_{02} \quad (6)$$

$$\ln \frac{\Pr(y_i=1)}{\Pr(y_i=0)} = E_i' \beta_{11} + \ln \hat{w}_i \beta_{12} + X_i' \beta_{13} \quad (7)$$

显然, 变量回归系数度量相应变量对过度劳动选择对数优势比的平均影响。由于结构式模型相对于简化式模型的区别在于在解释变量中增加了小时工资对数 $\ln \hat{w}_i$, 因而结构式模型中教育变量的系数 β_{11} 表示控制了小时工资变化之后, 教育对对数优势比的直接影响, 而简化式模型中教育变量的系数 β_{01} 度量了教育对对数优势比的总效应, 因此 β_{01} 与 β_{11} 的差度量了教育通过工资对对数优势比的间接影响。

由于过度劳动选择的对数优势比均值和基于过度劳动选择概率均值计算的对数优势比存在差异, 要想得到教育对过度劳动选择概率的平均影响, 需要对模型的预测结果进行转化。首先, 基于结构式模型的估计结果, 预测每个个体过度劳动的概率 p , 并计算每个教育水平(初中、普通高中和中等职业教育)内的平均预测概率 $\bar{p}_1$ 、 $\bar{p}_2$ 和 $\bar{p}_3$; 其次, 将初中(普通高中教育、中等职业教育)教育水平个体的教育水平设定为普通高中教育(初中、中等职业教育), 预测每个个体教育水平变化但工资不变化时过度劳动的概率, 并计算每个教育水平群体的反事实概率 $\hat{p}_{ij}$ ($i, j=1, 2, 3$ 分别表示初中、普通高中教育和中等职业教育)。其中, $\hat{p}_{ij}$ 表示将 i 教育水平的个体假设为具有 j 教育水平, 所预测得到的过度劳动概率; 最后, 可以依据预测概率计算对数优势比 $\ln\left(\frac{\bar{p}_1}{1-\bar{p}_1}\right)$ 、 $\ln\left(\frac{\bar{p}_2}{1-\bar{p}_2}\right)$ 、 $\ln\left(\frac{\bar{p}_3}{1-\bar{p}_3}\right)$ 和 $\ln\left(\frac{\hat{p}_{ij}}{1-\hat{p}_{ij}}\right)$ 。

进而, i 和 j 两类教育水平群体的工资差异可以分解为两部分:

$$\ln\left(\frac{\bar{p}_j}{1-\bar{p}_j}\right) - \ln\left(\frac{\bar{p}_i}{1-\bar{p}_i}\right) = \left[\ln\left(\frac{\bar{p}_j}{1-\bar{p}_j}\right) - \ln\left(\frac{\hat{p}_{ij}}{1-\hat{p}_{ij}}\right) \right] +$$

$$\left[\ln \left(\frac{\hat{p}_{ij}}{1-\hat{p}_{ij}} \right) - \ln \left(\frac{\bar{p}_i}{1-\bar{p}_i} \right) \right] \quad (8)$$

$$\text{或 } \ln \left(\frac{\bar{p}_j}{1-\bar{p}_j} \right) - \ln \left(\frac{\bar{p}_i}{1-\bar{p}_i} \right) = \left[\ln \left(\frac{\bar{p}_j}{1-\bar{p}_j} \right) - \ln \left(\frac{\hat{p}_{ji}}{1-\hat{p}_{ji}} \right) \right] +$$

$$\left[\ln \left(\frac{\hat{p}_{ji}}{1-\hat{p}_{ji}} \right) - \ln \left(\frac{\bar{p}_i}{1-\bar{p}_i} \right) \right] \quad (9)$$

其中, $\ln \left(\frac{\hat{p}_{ij}}{1-\hat{p}_{ij}} \right) - \ln \left(\frac{\bar{p}_i}{1-\bar{p}_i} \right)$ (或 $\ln \left(\frac{\bar{p}_j}{1-\bar{p}_j} \right) - \ln \left(\frac{\hat{p}_{ji}}{1-\hat{p}_{ji}} \right)$) 来源于教育水平的差异, 为教育对过度劳动影响的直接效应, 而 $\ln \left(\frac{\bar{p}_j}{1-\bar{p}_j} \right) - \ln \left(\frac{\hat{p}_{ji}}{1-\hat{p}_{ji}} \right)$ (或 $\ln \left(\frac{\hat{p}_{ji}}{1-\hat{p}_{ji}} \right) - \ln \left(\frac{\bar{p}_i}{1-\bar{p}_i} \right)$) 则来源于 i 和 j 两类教育水平群体中小时工资这一中介变量的分布差异, 为教育对过度劳动影响的间接效应。

此外, 式(8)和(9)的分解可以进一步表示为:

$$\ln \left(\frac{\bar{p}_j}{1-\bar{p}_j} \times \frac{1-\bar{p}_i}{\bar{p}_i} \right) = \ln \left(\frac{\bar{p}_j}{1-\bar{p}_j} \times \frac{1-\hat{p}_{ji}}{\hat{p}_{ji}} \right) + \ln \left(\frac{\hat{p}_{ji}}{1-\hat{p}_{ji}} \times \frac{1-\bar{p}_i}{\bar{p}_i} \right)$$

$$\text{或 } \ln \left(\frac{\bar{p}_i}{1-\bar{p}_i} \times \frac{1-\bar{p}_j}{\bar{p}_j} \right) = \ln \left(\frac{\bar{p}_i}{1-\bar{p}_i} \times \frac{1-\hat{p}_{ij}}{\hat{p}_{ij}} \right) + \ln \left(\frac{\hat{p}_{ij}}{1-\hat{p}_{ij}} \times \frac{1-\bar{p}_j}{\bar{p}_j} \right)$$

四、结果分析

为了分析教育对农民工过度劳动选择的直接影响和间接影响, 本文基于流动人口动态监测数据对农民工过度劳动选择方程进行回归(结果见表4)。从教育变量的回归系数来看, 相对于初中教育水平, 普通高中和中等职业教育水平农民工更不倾向于过度劳动, 且这一特征在女性农民工中表现得更加明显, 与预期结果相一致。比较简化式和结构式过度劳动选择方程可以发现, 小时工资越高, 男性和女性农民工越不倾向于过度劳动, 表明农民工群体大多处于“倒S”型劳动供给曲线的下方, 即工资提高带来的收入效应大于替代效应。从教育变量的回归系数来看, 控制小时工资对农民工过度劳动的影响, 结构式方程给出的教育对农民工过度劳动的直接影响小于简化式方程给出的教育对农民工过度劳动的总体影响, 符合理论预期。

从其他变量的回归结果来看, 对于不包含小时工资对数的简化式过度劳动选择方程, 非劳动收入对男性农民工过度劳动具有显著的负向影响, 符合理论预期, 而非劳动收入对女性农民工过度劳动的影响不显著, 可能由于农民工非劳动收入较少导致; 无论男性还是女性农民工, 接受培训均可以降低

其过度劳动的概率,与人力资本理论的预期相符;年龄的增长对男性和女性农民工过度劳动均存在显著的负向影响,且这一作用对女性农民工更加明显,这与随着年龄的增长女性需要将更多的时间用于家庭有关,且随着年龄的增长,女性过度劳动比例下降得更加缓慢;婚姻状况对男性和女性农民工过度劳动均不存在显著影响,而有年幼孩子明显增加男性农民工过度劳动的概率,而对女性过度劳动不存在明显影响,表明男性可能主要承担年幼孩子带来的家庭经济负担增加,而女性主要承担照顾年幼孩子的责任;与拥有无固定期限劳动合同相比,拥有固定期限劳动合同的男性农民工更不倾向于过度劳动,而无合同男性农民工更加倾向于过度劳动,但这一特征在女性群体中表现不显著;与国有企事业单位相比,集体企业、个体工商户、私营企业、外资企业、中外合资企业和其他类型企业的农民工均更加倾向于过度劳动,这一特征在男性和女性农民工中表现基本一致。总之,教育和工资之外,其他变量的回归结果也符合理论的预期。因而,可以基于过度劳动方程的回归结果对不同群体过度劳动的概率进行预测。

表 4 农民工过度劳动选择方程的估计结果

变量	男性		女性	
	简化式	结构式	简化式	结构式
普通高中教育	-0.391***	-0.259***	-0.562***	-0.481***
中等职业教育	-0.626***	-0.532***	-0.784***	-0.617***
小时工资对数		-2.533***		-2.750***
非劳动收入	-0.023*	-0.024*	-0.011	0.005
培训	-0.352***	-0.273**	-0.219**	-0.186
年龄	-0.066*	0.060	-0.224***	-0.144***
年龄平方	0.001**	-0.001	0.003***	0.002***
已婚	-0.202	0.123	0.201	0.187
有年幼孩子	0.267***	0.335***	0.016	0.006
有固定期限合同	-0.251**	-0.171	-0.112	0.123
无合同	0.275**	0.206*	0.116	-0.090
集体企业	1.356***	1.852***	0.857***	1.297***
个体工商户	1.236***	1.120***	1.280***	1.547***
私营企业	1.085***	1.231***	1.235***	1.645***
外资企业	1.134***	1.263***	0.852***	1.444***
中外合资企业	1.016***	1.139***	0.750***	1.248***
其他类型企业	1.038***	1.081***	0.764**	1.251***

续表

变量	男性		女性	
	简化式	结构式	简化式	结构式
常数项	0.7891	4.738***	3.017***	7.737***
伪R方	0.0424	0.1602	0.0450	0.1610
样本量	3761		2955	

注：教育变量以初中教育作为参照组；合同变量以无固定期限合同作为参照组；工作单位类型变量以国有企事业单位作为参照组。*、**、*** 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 水平下显著，下同。

基于结构式过度劳动方程的回归结果，可以得到不同教育程度农民工过度劳动的预测概率和反事实概率(结果见表5)。可以发现，预测得到的初中、普通高中和中等职业教育男性过度劳动概率分别为 67.1%、58.4% 和 53.2%，与统计结果相一致。如果初中男性具有普通高中男性的工资分布，其过度劳动的概率将为 63.4%，表明普通高中教育相对于初中教育所带来的工资增长使得男性农民工过度劳动的概率下降 3.7 个百分点，这是普通高中教育对过度劳动的间接作用；如果初中男性具有中等职业教育男性的工资分布，其过度劳动概率将下降 3.3 个百分点，表明中等职业教育相对于初中教育所带来的工资增长使得农民工过度劳动的概率下降 3.3 个百分点。相比于初中教育，中等职业教育通过提升工资对男性农民工过度劳动的缓解作用小于普通高中教育通过提升工资对男性农民工过度劳动的缓解作用。

如果普通高中教育男性具有初中教育男性的工资分布，其过度劳动的概率为 62.2%，比初中男性的预测概率低 4.9 个百分点，表明普通高中教育相对于初中教育直接导致男性农民工过度劳动的概率下降 4.9 个百分点；如果中等职业教育男性具有初中教育男性的工资分布，其过度劳动的概率相比于初中教育男性低 10.5 个百分点，表明中等职业教育相比于初中教育直接导致男性农民工过度劳动的概率下降 10.5 个百分点，中等职业教育比普通高中教育对农民工过度劳动的直接影响更大。

比较普通高中教育和中等职业教育可以发现，如果中等职业教育男性具有普通高中教育男性的工资分布，其过度劳动的反事实概率将为 52.7%，低于中等职业教育男性过度劳动的预测概率 53.2%，表明如果中等职业教育男性具有和普通高中教育男性一样的工资分布，其过度劳动将得到一定程度的缓解；如果普通高中教育男性具有中等职业教育男性的工资分布，其过度劳动的反事实概率为 58.8%，高于普通高中教育男性过度劳动的预测概率 58.4%，表明如果普通高中教育男性具有中等职业教育男性一样的工资分布，

其过度劳动将在一定程度上加剧。

基于不同假设得到的男性农民工反事实概率表明,相对于初中教育程度,普通高中教育和中等职业教育分别使得男性农民工过度劳动的概率下降 8.7 个百分点和 13.9 个百分点。其中普通高中教育的直接作用在 4.9—5.0 个百分点之间,间接作用在 3.7—3.8 个百分点之间;中等职业教育的直接作用在 10.5—10.6 个百分点之间,间接作用在 3.3—3.4 个百分点之间。中等职业教育比普通高中教育的间接影响小,而直接影响大。相对于普通高中教育,中等职业教育使得农民工过度劳动的概率下降 5.2 个百分点,其中直接作用在 5.5—5.6 个百分点之间,而间接作用在 -0.4—-0.5 个百分点之间,表明尽管中等职业教育男性过度劳动的概率低于普通高中教育男性,但相对于中等职业教育男性,普通高中教育男性的工资分布对农民工过度劳动起到缓解作用。

比较男性和女性农民工的预测概率和反事实概率可以发现,预测得到的初中、普通高中和中等职业教育女性过度劳动概率分别为 61.7%、47.6% 和 41.0%,而如果初中教育女性具有普通高中教育女性的工资分布,其过度劳动的概率将为 57.3%,表明普通高中教育相对于初中教育所带来的工资增长使得女性农民工过度劳动的概率下降 4.4 个百分点;如果初中女性具有中等职业教育女性的工资分布,其过度劳动概率将下降 8.0 个百分点。中等职业教育比普通高中教育对过度劳动的间接影响大,且中等职业教育和普通高中教育对过度劳动影响的间接作用均大于男性。

如果普通高中教育女性具有初中教育女性的工资分布,其过度劳动的概率为 51.8%,比初中女性的预测概率低 10 个百分点,表明普通高中教育相对于初中教育直接导致女性农民工过度劳动的概率下降;如果中等职业教育女性具有初中教育女性的工资分布,其过度劳动的概率相比于初中教育女性低 12.7 个百分点,表明中等职业教育相比于初中教育直接导致女性农民工过度劳动的概率下降。中等职业教育比普通高中教育对女性农民工过度劳动的直接作用更大,且女性中等职业教育和普通高中教育对过度劳动影响的直接作用均大于男性。

比较普通高中教育和中等职业教育可以发现,与男性正好相反,如果中等职业教育女性具有普通高中教育女性的工资分布,其过度劳动的反事实概率将为 44.8%,高于中等职业教育女性过度劳动的预测概率 41.0%,表明如果中等职业教育女性具有和普通高中教育女性一样的工资分布,其过度劳动程度将进一步加剧;如果普通高中教育女性具有中等职业教育女性的工资分布,其过度劳动的反事实概率为 43.8%,低于普通高中教育女性过度劳动的

预测概率 47.6%，表明如果普通高中教育女性具有中等职业教育女性一样的工资分布，其过度劳动将得到一定程度的缓解。基于不同假设得到的反事实概率均表明，中等职业教育女性过度劳动的概率低于普通高中教育女性，一方面这是由于中等职业教育和普通高中教育本身的差异导致的，另一方面中等职业教育女性与普通高中教育女性的工资差异也使得其过度劳动的概率更低。这一特征与男性存在明显差异，但与本文之前的分析结果一致，工资对女性农民工过度劳动的影响显著，而对男性过度劳动的影响不显著。

基于不同假设得到的女性农民工反事实概率表明，相对于初中教育程度，普通高中教育和中等职业教育分别使得女性农民工过度劳动的概率下降 14.1—20.7 个百分点。其中普通高中教育的直接作用在 9.7 个和 9.9 个百分点之间，间接作用在 4.2 个和 4.4 个百分点；中等职业教育的直接作用在 12.7 个百分点左右，间接作用在 8 个百分点左右。女性中等职业教育比普通高中教育对过度劳动概率的间接影响大，直接影响也大，且中等职业教育和普通高中教育的直接作用和间接作用均大于男性。相对于普通高中教育，中等职业教育使得农民工过度劳动的概率下降 6.6 个百分点，其中直接作用在 2.8 个百分点左右，而间接作用在 3.8 个百分点左右，表明中等职业教育女性过度劳动的概率低于普通高中教育女性，一方面是由于中等职业教育和普通高中教育本身的差异导致的，另一方面中等职业教育女性相对于普通高中教育女性的工资也使得其过度劳动的概率更低。这一特征与男性存在明显差异。

表 5 预测概率和反事实概率

分布	男性			女性		
	初中教育	普通高中教育	中等职业教育	初中教育	普通高中教育	中等职业教育
初中教育	0.671	0.622	0.566	0.617	0.518	0.490
普通高中教育	0.634	0.584	0.527	0.573	0.476	0.448
中等职业教育	0.638	0.588	0.532	0.537	0.438	0.410

基于过度劳动概率的预测结果，依据式(8)和(9)对不同教育程度农民工过度劳动对数优势比的差异进行了解析(结果见表 6)。可以发现，相对于初中教育水平，普通高中和中等职业教育均使得农民工过度劳动的概率显著下降。教育对农民工过度劳动的直接影响和间接影响均显著为负，且直接影响占主导作用，表明相对于更低层级的初中教育，更高层级的普通高中和中等职业教育不仅为农民工带来了工资的提升，缓解了其过度劳动，更重要的是教育提升使得农民工工作更加稳定，过度劳动的概率显著降低。比较男性和

女性可以发现,教育对女性过度劳动的影响大于对男性过度劳动的影响,表明提高教育水平对女性过度劳动的缓解作用更明显。

相对于普通高中教育,同一层级的中等职业教育使得农民工过度劳动的概率下降,表明中等职业教育比普通高中教育更有助于缓解农民工的过度劳动,且这一作用对女性农民工更加明显。然而,比较中等职业教育相对于普通高中教育对农民工过度劳动影响的直接效应和间接效应可以发现,与普通高中教育相比,中等职业教育对男性农民工过度劳动的直接影响显著,间接影响不显著,中等职业教育对女性农民工过度劳动的直接间接影响显著,而直接影响不显著,表明相比于普通高中教育,中等职业教育通过直接效应缓解男性农民工的过度劳动,而通过间接效应缓解女性农民工的过度劳动。这一结果暗示着,相对于普通高中教育,中等职业教育使得男性农具有更多的技能,因而找工作更加容易,工作也更加稳定,进而过度劳动的概率下降,而中等职业教育主要通过提高女性农民工的工资,进而降低其过度劳动的概率。因而,考虑对农民工过度劳动的影响,中等职业教育相关政策应对男性和女性农民工采取不同的激励措施。

表 6 教育对农民工过度劳动的影响(对数优势比)

效应	男性			女性		
	普通高中教育—初中教育	中等职业教育—初中教育	中等职业教育—普通高中教育	普通高中教育—初中教育	中等职业教育—初中教育	中等职业教育—普通高中教育
总效应	-0.373***	-0.585***	-0.213	-0.574***	-0.840***	-0.267**
间接效应 1	-0.164***	-0.146***	0.0180	-0.181***	-0.328***	-0.153***
直接效应 1	-0.209**	-0.439***	-0.231*	-0.393***	-0.513***	-0.113
间接效应 2	-0.160***	-0.138***	0.019	-0.171***	-0.324***	-0.156***
直接效应 2	-0.213**	-0.447***	-0.232*	-0.403***	-0.517***	-0.111

五、结论

本文基于 2013 年中国流动人口动态监测调查数据,建立农民工过度劳动选择的简化式方程和结构式方程,分析中等职业教育对农民工过度劳动的影响。研究结果表明,相比于初中教育,普通高中和中等职业教育对农民工过度劳动的直接影响和通过影响工资而产生的间接影响均为负,且直接影响占主导作用,表明教育水平的提高对农民工过度劳动的影响更多通过影响农民

工的就业稳定性,进而降低过度劳动的概率来实现。比较男性和女性可以发现,教育水平对女性过度劳动的影响大于对男性过度劳动的影响,表明提高教育水平对缓解女性的过度劳动作用更大。

中等职业教育有助于缓解针对农民工的过度劳动。与同一教育水平的普通高中教育相比,中等职业教育通过直接效应缓解男性农民工的过度劳动,而通过间接效应缓解女性农民工的过度劳动,表明中等职业教育主要通过提高男性农民工的技能水平,增加其工作稳定性,进而降低其过度劳动的概率,而主要通过提高女性农民工的工资,降低其过度劳动的概率。

基于不同假设得到的男性农民工反事实概率表明,相比于初中教育,中等职业教育比普通高中教育对过度劳动的间接影响小,而直接影响大。相对于普通高中教育,中等职业教育使得男性农民工过度劳动的概率下降5.2个百分点,其中直接作用在5.5—5.6个百分点之间,而间接作用在-0.4—-0.5个百分点之间,表明中等职业教育通过增加就业稳定性等对男性农民工过度劳动的缓解作用明显大于普通高中教育,这使得中等职业教育男性过度劳动的概率明显低于普通高中教育男性,但相对于中等职业教育男性,普通高中教育男性的工资分布对农民工过度劳动起到缓解作用。

基于不同假设得到的女性农民工反事实概率表明,相对于初中教育,中等职业教育比普通高中教育对过度劳动的间接影响大,直接影响也大,且中等职业教育和普通高中教育的直接作用和间接作用均大于男性。相对于普通高中教育,中等职业教育使得女性农民工过度劳动的概率下降6.6个百分点左右,其中直接作用在2.8个百分点左右,而间接作用在3.8个百分点左右,表明中等职业教育女性过度劳动的概率低于普通高中教育女性,一方面是由于中等职业教育和普通高中教育本身的差异导致的,另一方面中等职业教育女性相对于普通高中教育女性的工资差异也使得其过度劳动的概率更低。

本文的研究结果显示,政府部门采取措施促进农民工接受中等职业教育,将有助于缓解农民工群体的过度劳动。通过发展中等职业教育和职业培训,提高农民工的技能和工资水平,将有助于缓解农民工的过度劳动。由于中等职业教育主要通过直接效应对男性农民工过度劳动产生影响,因而增加中等职业教育的深度,针对不同职业的农民工开展专业技能教育和培训,进而提高其工作的稳定性,将有助于缓解男性农民工的过度劳动;中等职业教育主要通过间接效应对女性农民工过度劳动产生影响,因而通过扩大中等职业教育的广度,扩大女性农民工的中等职业教育范围,增加各类职业女性农民工接受教育的机会,将有助于消除女性和男性农民工之间中等职业教育选择方向的差异,消除性别间的职业分割,进而有助于提高女性农民工的工资,缓解女性农民工的过度劳动。

[参考文献]

- 陈伟、乌尼日其其格, 2016:《职业教育与普通高中教育收入回报之差异》,《社会》第 2 期。
- 郭凤鸣、张世伟, 2018:《最低工资提升对低收入农民工过度劳动的影响》,《中国人口科学》第 5 期。
- 郭继强, 2005:《中国城市次级劳动力市场中民工劳动供给分析——兼论向右下方倾斜的劳动供给曲线》,《中国社会科学》第 5 期。
- 刘万霞, 2011:《我国农民工教育收益率的实证研究——职业教育对农民收入的影响分析》,《农业技术经济》第 5 期。
- 刘万霞, 2013:《职业教育对农民工就业的影响——基于对全国农民工调查的实证分析》,《管理世界》第 5 期。
- 刘万霞, 2014:《人力资本投资结构与地区经济增长——对职业教育发展的启示》,《中国人口·资源与环境》第 S1 期。
- 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。
- 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。
- 皮埃尔·卡赫克、安德烈·齐尔贝尔博格, 2007:《劳动经济学》,沈文恺译,上海:上海财经大学出版社。
- 石丹浙、赖柳华, 2014:《新生代农民工的工作时间及其影响因素》,《现代财经—天津财经大学学报》第 7 期。
- 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。
- 王艾青, 2009:《过度劳动的经验分析及其对就业的影响》,《工业技术经济》第 3 期。
- 王丹, 2011:《我国劳动者过度劳动的评定及其实证研究》,《经济经纬》第 2 期。
- 王雯、王秀芝, 2017:《职业教育对非农收入的影响研究》,《教育学术月刊》第 12 期。
- 王奕俊、赵晋, 2017:《职业教育的规模、结构与质量对经济发展影响的实证分析》,《教育经济评论》第 1 期。
- 魏万青, 2015:《中等职业教育对农民工收入的影响——基于珠三角和长三角农民工的调查》,《中国农村观察》第 2 期。
- 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。
- 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。
- 肖小勇、黄静、郭慧颖, 2019:《教育能够提高农民工就业质量吗?——基于 CHIP 外来务工住户调查数据的实证分析》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第 2 期。
- 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。
- 周闯, 2014:《农民工与城镇职工的就业稳定性差异——兼论女性农民工就业稳定性的双

重负效应》，《人口与经济》第6期。

Cha, Y., 2013, “Overwork and the Persistence of Gender Segregation in Occupations”, *Gender & Society*, 27(2): 158—184.

Cha, Y. and K. Weeden, 2014, “Overwork and the Slow Convergence in the Gender Gap in Wages”, *American Sociological Review*, 79(3): 457—484.

Drago, R., D. Black and M. Wooden, 2005, “The Persistence of Long Work Hours”, *Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, The University of Melbourne*.

Mincer, J., 1974, *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Colombia Press.

Oaxaca, R., 2014, “The Effect of Overtime Regulations on Employment”, *IZA World of Labor*, 89: 1—10.

The Impact of Secondary Vocational Education on Overwork of Rural Migrant Workers: Empirical Evidence Based on Direct and Indirect Effects

GUO Feng-ming

(Business School, Jilin University)

Abstract: Based on data from the Chinese Floating Population's Dynamic Survey in 2013, this paper set up the simplified equation and structural equation of migrant workers' overwork choice, and analyze the influence of secondary vocational education on overwork of migrant workers. The results show that the improvement of education level makes the probability of excessive labor of migrant workers decrease. Compared to education in the ordinary high school, the migrant workers who receive secondary vocational education have a lower probability of overwork. Secondary vocational education reduce the probability of the overwork of male migrant workers mainly by raising the skill levels and increase the work stability, and reduce the probability of the overwork of female migrant workers mainly by raising the female migrant workers' wages. Therefore, the government department should focusing on the impact of secondary vocational education on employment of migrant workers. We can alleviate the overwork of male migrant workers by increasing the depth of the secondary vocational education, and can alleviate the overwork of female migrant workers by enlarging the breadth of secondary vocational education.

Key words: overwork; migrant workers; secondary vocational education

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 孙志军)