

健康权益可及性与农民工城市劳动供给*

——来自流动人口动态监测的证据

邓 睿

摘要：务工地健康权益向农民工的惠及，不仅可保障这一群体在务工过程中的身体健康与生存安全，更有利于帮助其通过补齐健康“短板”以提升劳动供给能力。本文在文献回顾与理论分析的基础上，借助2017年流动人口专题调查数据，重点运用熵均衡匹配等估计方法，实证检验健康权益可及性对农民工城市劳动供给的影响。结果表明，健康权益向农民工的惠及对这一群体的城市劳动供给产生了积极作用。在劳动供给强度上，参与务工地医疗保险可显著缩短农民工的周工作小时数并减轻其劳动压力；在劳动供给效率上，健康档案、健康教育和医疗保险对农民工小时工资率均有显著的提升效应，尤其是医疗保险对其单位时间收益率的提升效应非常明显。此外，农民工健康权益的劳动供给效应存在一定的个体特征差异和分布异质性。

关键词：农民工 健康权益 劳动供给 熵均衡匹配

中图分类号：C913.7 **文献标识码：**A

一、引言

快速工业化、城镇化进程中涌现的农民工群体不断从农业向非农产业转移，促进了劳动力资源重新配置并极大改善了劳动生产率，成为延续中国经济增长奇迹的重要贡献因素（蔡昉，2017）。但长期以经济效益为导向的发展模式也导致对社会公平问题的相对忽视，尤其是农民工高比例地承担了经济增长的负外部性后果，致使这一群体的健康权益不平等成为经济社会可持续发展的潜在风险（陆文聪等，2009；岳经纶等，2014）。党的十九大报告提出实施健康中国战略，全面建立中国特色基本医疗卫生保障制度和优质高效的医疗卫生服务体系，为人民群众提供全方位全周期健

*本文研究得到教育部人文社会科学研究青年基金项目“资本类型、资本转换与农民工就业质量提升研究：基于就业序列环节视角”（项目编号：19XJC790003）、西南政法大学2018年度校级科研项目“高质量发展背景下农民工合意就业的环节约束、实现机理与路径选择研究”（项目编号：2018XZQN-37）和国家社会科学基金项目“第一代农民工城乡去留选择困境与政策回应研究”（项目编号：18BRK015）的支持。感谢国家卫生健康委员会流动人口动态监测的数据支持。感谢评审专家的宝贵建议。当然，作者文责自负。

康服务；《“健康中国 2030”规划纲要》则进一步强调做好流动人口基本公共卫生计生服务均等化工作^①。乡—城流动的农民工是中国经济社会建设的重要参与者，如何针对性地维护这一群体的健康权益，并保障其在城市生存发展的竞争力，对实现全民健康及新型城镇化都具有重要现实意义。

当然，健康权益对农民工的重要性，不仅在于保障农民工在城市务工过程中的身体健康与生存安全，更在于通过帮助农民工补齐健康“短板”以维持他们在劳动力市场中的竞争力。由于教育人力资本水平普遍较低，多数农民工只能进入城市“次级”劳动力市场，“体力劳动”成为该群体获取非农报酬的主要手段，而维系良好的身体状况和劳动能力显然是其生存立足的基本条件。但从事低端就业的农民工多集中在劳动强度大、危险系数高、职业病多发的行业，他们所面临的健康风险本身较高，加之健康教育、医疗保险等方面的服务缺位，致使健康权益的不平等对农民工城市劳动供给所造成的损失更为严重（姚俊等，2015）。然而，从掌握的经验证据来看，目前研究侧重从健康自评、患病情况等角度，评估健康对农民工劳动供给的影响，而忽视了对农民工而言更为重要的健康权益在劳动力市场中扮演了何种角色。相较于客观健康状况，健康权益的不平等对农民工人力资本的透支是慢性的且具有长期效应，如果健康权益得不到保障，农民工极有可能陷入“低健康水平——低劳动能力——低工资收入——低健康水平”的恶性循环（陆文聪等，2009），并不断削弱这一群体的城市劳动供给能力。

基于此，本研究旨在系统评估健康权益的可及性对农民工城市劳动供给的影响，后续部分在文献评述与理论分析的思路框架下，借助国家卫生健康委员会 2017 年流动人口专题调查数据，综合运用 OLS 回归、熵均衡匹配、倾向得分匹配等方法，就农民工健康权益的劳动供给效应进行实证检验，并初步分析其可能存在的异质效应，从而得出本文的主要研究结论及相应政策含义。

二、文献评述与分析思路

（一）文献评述

现有关于健康的劳动供给效应的研究，主要围绕健康资本对个体劳动供给强度和劳动供给效率的影响展开分析。从劳动供给强度来看，较多文献认为患病、意外伤害等急性健康冲击所导致的健康恶化，将增加劳动力由全职转向兼职工作的可能性，并降低自身在劳动力市场中的参与度，尤为表现在大幅缩短劳动时间上（Zimmer, 2015; Nwosu and Woolard, 2017），同时健康对劳动参与行为的影响还受社会保障体系、劳动力市场结构等制度性因素的制约（Bradley et al., 2013; Trevisan and Zantomio, 2016）。从劳动供给效率来看，现有研究重点关注了健康资本对单位劳动时间收益率的影响，普遍认为健康资本耗损对劳动力工资收入存在显著的抑制效应（García-Gómez et al., 2010; Jones et al., 2016），而健康状况的改善有助于提高男性、低教育水平、年轻劳动者的小时工资率，但未显著提升女性劳动者的工资水平（Thomas and Strauss, 1997; Tong and Piotrowski, 2012）。

对于进入城市务工的农民工而言，其主要聚集在依赖体力耗损的低端劳动力市场中，健康资本

^①参见 http://www.gov.cn/zhengce/2016-10/25/content_5124174.htm。

对该群体劳动供给能力的重要意义不言而喻。关于农民工健康水平与其劳动供给之间的关系引发了实证层面的广泛检验，与上述文献的研究思路基本一致，该领域的经验分析集中在评估健康自评状况对农民工非农劳动参与概率、劳动时间投入、劳动收益率以及劳动幸福感等方面的影响上（秦立建等，2012、2013；刘靖等，2013），普遍认为健康状况的改善有助于提高农民工对城市务工环境的适应能力，增加这一群体的单位时间收益率并提升其非农就业质量（苑会娜，2009），而健康状况的恶化将明显削弱农民工的就业竞争力，导致其边际劳动报酬持续下降。

然而，与先天所具备的生理条件相比，后天健康环境的不公对个体健康状况的损害将是慢性的，同时具有长期效应。某种意义上，健康权益受损是一种透支生命的人力资本消耗，往往会因短期的廉价劳动收入而付出了长期的身体健康代价（陆文聪等，2009），这从侧面反映出健康权益的有效保障对维持个体劳动能力和就业竞争力的重要性。近年一些国外文献的经验证据表明，通过企业内部的健康课程讲授、社区层面的公共医疗服务以及国家层面的医疗补助计划，可显著降低成年员工的患病率，减轻员工的劳动强度，并强化其劳动供给能力和岗位依恋程度（Huber et al., 2015; Garzon and Beuermann, 2016; Quynh et al., 2017）。具体到农民工群体而言，国内文献目前主要聚焦于描述分析农民工在城市务工过程中的健康权益现状，基于多个渠道的数据统计均发现，农民工的两周患病率普遍偏高，且患病后的及时就诊率较低（纪颖等，2013），劳动权益受损较为突出（吴炜等，2014），在流入地的健康档案建档率较低（郭显超等，2016），健康服务利用明显不足（岳经纶等，2014）。仅有少量研究实证分析了健康权益对农民工主观福利效用的影响，认为健康权益受损将显著降低农民工的就业幸福感乃至市民化意愿（李潇晓，2016；王晓峰等，2017）。

现有研究可能存在进一步拓展的空间。从研究视角来看，尽管较多文献关注了健康的劳动供给效应，但其对健康指标的选择集中在身体自评状况、患病率等方面，而较少关注对这些生理指标起关键作用的健康权益在劳动力市场中所扮演的角色。从研究方法来看，健康在劳动方程中的内生性已成为学界共识，部分学者使用工具变量回归、倾向得分匹配等方法尝试纠正方程估计的选择偏误（李琴等，2014；Jones et al., 2016），但合适工具变量的选择需满足严格的条件限制，普通匹配方法在解决处理组和对数组的协变量的均衡问题上还存在一定缺陷，且在匹配过程中还可能导致大量样本缺失。鉴于此，本文拟将健康权益引入劳动力市场的分析范畴中，重点采用能够实现样本精确匹配的熵均衡处理方法，评估健康权益可及性对农民工城市劳动供给的影响效应。

（二）分析思路

由于农民工的健康状况受乡—城流动过程本身的塑造（姚俊等，2015），健康权益可及性也应侧重观察在这种流动过程中，涌入城市劳动力市场的农村流动人口能否享受到与其他城乡非流动人口同等的健康服务。国家卫生健康委员会2013年出台的《流动人口卫生和计划生育基本公共服务均等化试点工作方案》，将流动人口健康服务均等化的工作重点归纳为建立健全流动人口健康档案、开展流动人口健康教育、落实流动人口传染病防控、加强流动孕产妇和儿童保健管理等；随后在2017年印发的《“十三五”全国流动人口卫生计生服务管理规划》中又将提升流动人口的医保权益保障水平纳入重点工作范畴。以上政策文本涉及的健康服务能否有效惠及农民工，基本可反映出这一群

体的健康权益可及性水平。需要指出的是, 传染病防控、流动孕产妇和儿童保健管理等健康项目通常具有特定的服务对象, 并非对所有农民工适用, 而健康档案、健康教育、医疗保险具有较强的普惠性, 且这几项健康服务的普及容易被农民工所感知。因此, 考虑到农民工群体的结构性特征, 结合所掌握的数据, 本文重点选取健康档案、健康教育、医疗保险三个最为基本的健康权益指标。

健康权益对农民工的惠及, 有助于增加这一群体获得流入地健康服务的机会并改善其健康状况, 使其获得在城市劳动力市场竞争中的相对优势。理论上而言, 健康权益可及性的提升对农民工城市劳动供给可能存在强化和抑制双重作用渠道: 一方面, 各类健康服务向农民工群体的惠及, 有助于提高其抵御疾病风险的经济能力, 并在一定程度上增加农民工在家庭生产和人力资本上的投资, 进而提高其劳动供给效率(许庆等, 2015)。另一方面, 基于预防性劳动供给理论^①(Low, 2005), 在缺乏健康保障的情况下, 农民工因自身资产收入偏低, 无法使用必要的金融工具实现劳动力的跨期替代, 此时消费的边际效用趋向无穷大, 面临不工作就无法生存的现实情景, 尽管存在健康恶化的风险, 农民工也只能通过预防性劳动供给的形式增加劳动时间以实现自我保险, 从而应对可能存在的健康风险冲击。然而, 当健康权益较为完善时, 农民工的预防性劳动供给动机将逐渐弱化, 其可以通过跨期分配休闲时间及相应资源, 以保证不同时期的消费边际效用相等(王一兵, 2009)。从这一角度来说, 健康权益可及性的提升能够在一定程度上降低农民工的劳动供给强度, 使其更好地实现劳动资源的分配。尽管健康权益的两种渠道呈现出截然不同的劳动供给效应, 但其内在作用机制仍具有相当强的共通性, 即主要通过提高个体单位时间内的生产率和收益率, 而不是增加劳动时间来实现劳动供给能力的提升(苑会娜, 2009)。尤其对农民工群体而言, 他们在城市务工过程中的劳动强度本身较高, 超时劳动现象非常普遍(王静等, 2013), 健康权益对该群体的惠及, 一方面可帮助其实现跨期劳动资源的优化配置, 从而降低当期劳动供给强度; 另一方面还可帮助他们增加人力资本投资以提高劳动供给效率。两种作用渠道的最终目标是强化农民工的劳动供给能力。基于这种分析思路, 本文绘制了健康权益影响农民工城市劳动供给的理论分析框架(参见图1)。

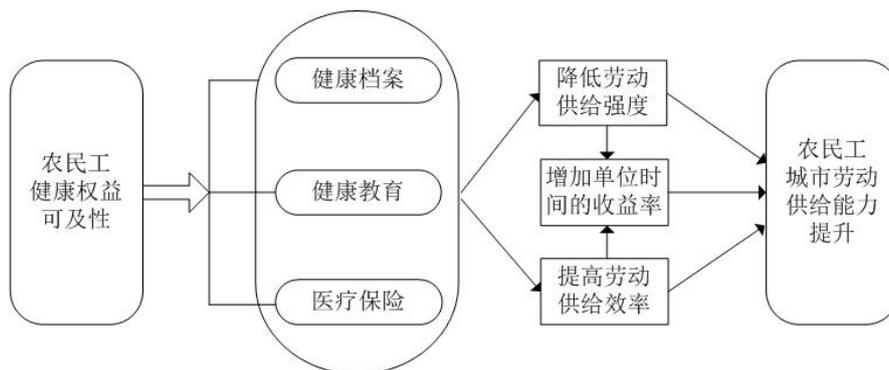


图1 健康权益可及性影响农民工城市劳动供给的理论分析

^①该理论的核心思想是, 如果未来收入存在不确定性, 则个人会通过增加劳动时间的方式来减少不确定性的影响, 从而导致劳动-休闲跨期替代理论失效, 个人不再按照工资的高低来跨期分配其劳动时间。

三、实证研究设计

（一）数据来源

本文实证使用的数据主要来自国家卫生健康委员会 2017 年流动人口健康重点领域专题调查, 该次调查选择江苏省苏州市、山东省青岛市、河南省郑州市、湖南省长沙市、广东省广州市、重庆市九龙坡区、云南省西双版纳州、新疆维吾尔自治区乌鲁木齐市 8 个州、市、区作为抽样地, 基本覆盖了东、中、西部三大区域, 抽样样本包含了流动人口的个体特征、迁移特征、健康状况、社会融合情况等信息。同时, 专题调查通过 PPS 抽样选取城市(社区)内样本, 总体样本量达到 14000 个左右, 样本代表性较好。结合研究主题, 本文重点筛选出流入本地 6 个月以上, 流动原因为务工、经商、随迁且目前有工作的样本, 然后根据户籍属性进一步筛选出属于乡城流动的农民工样本, 最后对遗漏重要信息的个案进行逻辑识别和无效剔除, 共获得 8591 个有效分析样本。

从样本基本特征来看, 调查样本中男性和女性农民工占比基本持平, 被访农民工的平均年龄为 35.34 岁, 整体趋于年轻化, 已婚比例达到八成以上, 对健康状况的自我评价较好, 但教育程度依然不高; 流动特征上, 被访农民工本次流动到务工地的时间平均为 5.83 年, 且主要表现为省内跨市和跨省流动等远距离流动形式; 工作特征上, 农民工所在单位的经营性质以私营企业和个体工商户为主, 占比达到 80% 以上, 且绝大多数集中在制造行业和服务行业工作。

（二）主要估计方法

在估计健康权益对农民工城市劳动供给的影响时, 现实中仅能观察到“享受健康权益”或“未享受健康权益”的农民工样本的劳动供给状况, 由于两类群体在诸多特征上存在差别, 使用普通回归模型估计劳动供给效应将产生较大误差。本文在匹配估计思路的基础上, 重点引入熵均衡方法对数据进行预处理, 以在最大程度上控制研究样本的选择性偏误。

首先构造农民工健康权益的二元虚拟变量 $D_i = \{0, 1\}$, 其中 $D_i = 0$ 和 $D_i = 1$ 分别表示控制组和处理组。引入 j 个协变量并构建矩阵 $X_i = \{X_{i1}, X_{i2}, X_{i3}, \dots, X_{ij}\}$ 。样本平均处理效应可表示为:

$$ATE = E[Y(1)|D=1] - E[Y(0)|D=1] \quad (1)$$

(1) 式中, $E[Y(0)|D=1]$ 表示一种反事实结果, 可构建 Probit 或 Logit 模型并运用倾向得分匹配法 (PSM) 估算处理效应, 但该方法在处理高维数据时的协变量平衡效果不佳, 且估算的倾向得分不可靠 (Diamond and Sekhon, 2013)。对此熵均衡匹配法提供了一种解决思路 (Hainmueller and Xu, 2012), 其试图对可能导致政策评估偏误的协变量设定某些矩约束条件, 从而为样本控制组寻找一组最优权重, 使其能够与处理组在各种矩约束条件下实现精确匹配。与倾向得分匹配法相比, 熵均衡匹配法具有以下优点: 一是其可保证处理组和控制组在样本特征上实现平衡, 并保留所有样本的有用信息; 二是它在第二阶段估计时的模型设定相较于 PSM 方法更为灵活; 三是通过该方法匹配后的协变量的均值差异性检验结果更稳健 (唐为等, 2015; 陆文聪等, 2017)。

具体来看, 熵均衡匹配法基于样本矩思想从一个潜在的大平衡约束集合中直接估计权重, 从而

拓展了倾向得分匹配法。其反事实结果可由下式来估计：

$$E[Y(0)|D=1] = \frac{\sum_{\{i|D=0\}} Y_i w_i}{\sum_{\{i|D=0\}} w_i} \quad (2)$$

(2) 式中， w_i 为控制组选择的熵均衡权重。通过以下再加权方案来选择这些权重：

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|D=0\}} w_i \log(w_i / q_i) \quad (3)$$

同时，(3) 式服从以下平衡性约束条件和规范性约束条件：

$$w_i c_{ri}(X_i) = m_r, \quad r \in \{1, \dots, R\} \quad (4)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i = 1 \quad (5)$$

(5) 式中，在 $D=0$ 情形下对于所有 i 都有：

$$w_i \geq 0 \quad (6)$$

(3) ~ (6) 式中， q_i 表示基准权重， $c_{ri}(X_i) = m_r$ 表示在再加权控制组的协变量矩上施加一组 R 平衡约束。首先需选择包含在加权方案中的协变量，然后对每个协变量指定一组平衡约束（参见 (4) 式），从而使处理组与再加权控制组之间的协变量分布矩相一致。矩约束条件可包括均值（一阶矩）、方差（二阶矩）、偏度（三阶矩）以及交互作用项。典型的矩约束条件可表示为： m_r 包含处理组特定协变量 X_i 的 r 阶矩，那么为控制组指定的矩函数为 $c_{ri}(X_{ij}) = X_{ij}^r$ 。

在公式 (4) 的平衡性约束、公式 (5) 的规范性约束以及公式 (6) 的非负性约束条件下，熵均衡方法通过搜索一组单位权重 $W = \{w_1, \dots, w_{n_0}\}^T$ ，来最小化公式 (3) 中 W 与基准权重向量 $Q = \{q_1, \dots, q_{n_0}\}^T$ 之间的熵距离，从而确保在需要范围内调整权重以适应平衡约束，具体求解方法可参见 (Hainmueller, 2012) 的研究。待权重确定后，即可利用该权重就健康权益对农民工城市劳动供给的影响进行加权最小二乘回归。

作为与熵均衡匹配估计结果的对比，同时考虑到稳健性检验和拓展分析的需要，后续实证分析中也将使用 OLS 回归、倾向得分匹配、分位数处理效应模型等方法来识别农民工健康权益的劳动供给效应。针对这几种计量方法，现有文献已有较为全面细致的说明 (Rosenbaum and Rubin, 1983; Firpo, 2007)，限于篇幅不再一一赘述。

(三) 主要变量设置

在明确主要估计方法的基础上，对实证过程中需设置的几类变量进行说明。

被解释变量：农民工城市劳动供给。劳动时间与劳动收益是观察农民工劳动供给状况的两个主要维度 (苑会娜, 2009; 秦立建等, 2012)。劳动时间投入反映了农民工的劳动供给强度，选择周

工作小时数作为其代理指标。劳动收益则体现了农民工的劳动供给效率，即单位劳动时间的收益率，选择小时工资率作为其代理指标。理论上而言，周工作小时数和小时工资率之间存在相关性，补偿性工资理论认为，劳动者因选择延长工时而损失了时间分配的灵活性，需借助工资收入的额外增加尤其是工资率的提升来实现补偿。然而经常处于超时劳动状态的农民工并未获得高工资率，其工资率和工作时长之间往往呈负向关系，主要原因就在于该群体无法突破以低工资率为特征的次级劳动力市场（董延芳等，2018）。在分析健康权益对农民工劳动供给的影响时，由于不同的健康权益对农民工的主观福利效用和劳动供给动机可能产生差异化作用，进而对其劳动时间投入和劳动供给偏好形成异质效应，只有同时观察农民工在周工作小时数和小时工资率上的变动特征，才能准确识别健康权益的劳动供给效应。以上两个变量在纳入回归方程估计时均进行了对数值处理。

核心解释变量：农民工健康权益。基于理论分析思路和数据可得性，本文重点选取普惠特征明显、适用群体广泛的3项健康服务作为健康权益的代理指标，即农民工在流入地的健康档案建档情况、接受健康教育情况以及城镇医疗保险参加情况^①，均为二分类虚拟变量。

协变量：首先控制个体特征变量，包括性别、年龄、婚姻、健康自评、教育程度、老家田地，其中，从性别到教育程度等人口学变量在劳动方程中需加以控制，老家土地可能影响农民工在务农和务工之间的劳动时间分配；其次控制农民工的流动特征对其劳动力市场结果的潜在影响，包括流动时间和流动范围，流动时间在一定程度上代表了农民工的城市务工经验，而对流动范围的不同选择体现了农民工差异化的务工决策和劳动供给动机；最后控制农民工所在工作单位的特征变量，包括单位所有制、行业属性^②，这反映了工作特征对该群体城市劳动供给的可能影响。此外，本研究试图控制城市层面特征因素的影响，包括城市失业率和城市规模两个变量，失业率使用城镇登记失业率来衡量，反映了劳动力市场上的供需条件和就业竞争程度，可能影响农民工的就业概率和均衡工资水平（陈刚，2016）；城市规模使用地级市常住人口数的对数来衡量，城市规模扩大的规模经济效应，可通过生产要素匹配、学习机会增加等渠道促进个体劳动生产率的提升（陆铭等，2012）。

表1给出了被解释变量、核心解释变量以及协变量的具体定义及描述性统计结果。

表1 主要变量定义及描述性统计

变量名	定义	均值	标准差
周工作小时	目前这份工作的周工作时间（小时）对数值	4.0296	0.3086
小时工资率	目前这份工作每小时的工资收入（元）对数值	2.7782	0.5752
健康档案	是否在务工地社区建立了健康档案（是=1，否=0）	0.2947	0.4559
健康教育	是否接受过务工地健康教育（是=1，否=0）	0.7605	0.4267
医疗保险	是否参加了务工地医疗保险（是=1，否=0）	0.2865	0.4521
性别	男性=1，女性=0	0.5631	0.4960

^①由于样本数据调查时间为2017年，整合城镇居民医保和新农合的城乡居民基本医疗保险制度处于实施起步阶段，考虑政策执行缓冲期，本文界定的城镇医疗保险包括城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险以及其他形式的公费医疗等。

^②问卷中涉及行业多达20种，样本处理时根据行业相似性将其归类为建筑行业、制造行业、服务行业和其他行业四种。

健康权益可及性与农民工城市劳动供给

年龄	年龄(岁)	35.3408	9.4402
婚姻	已婚=1, 未婚=0	0.8100	0.3922
健康自评	不健康=1, 基本健康=2, 健康=3	2.8449	0.3945
教育程度	小学及以下学历=1, 初中学历=2, 高中/中专学历=3, 大专学历=4, 本科及以上学历=5	2.4541	0.9888
老家田地	户籍地老家个人承包田地(亩)	0.9071	2.8103
流动时间	本次流动到务工地的时间(年)	5.8269	5.4267
市内跨县	流动范围为市内跨县(是=1, 否=0)	0.0584	0.2345
省内跨市	流动范围为省内跨市(是=1, 否=0)	0.5545	0.4970
跨省流动	流动范围为跨省流动(是=1, 否=0)	0.3870	0.4870
国有/集体企业	所在单位为国有/集体企业(是=1, 否=0)	0.0486	0.2151
私营企业	所在单位为私营企业(是=1, 否=0)	0.3419	0.4744
个体工商户	所在单位为个体工商户(是=1, 否=0)	0.4764	0.4994
其他性质企业	所在单位为其他性质企业(是=1, 否=0)	0.1329	0.3395
建筑行业	所在行业为建筑行业(是=1, 否=0)	0.0530	0.2242
制造行业	所在行业为制造行业(是=1, 否=0)	0.3134	0.4639
服务行业	所在行业为服务行业(是=1, 否=0)	0.6092	0.4879
其他行业	所在行业为其他行业(是=1, 否=0)	0.0242	0.1537

(四) 描述性统计结果分析

从表 1 可看出, 农民工在务工地社区健康档案的建档率为 29.47%, 接受务工地健康教育的比例达到 76.05%, 参加务工地医疗保险的比例为 28.65%。总体而言, 农民工在务工地的健康权益的可及性水平仍相对较低, 健康档案这一基本健康权益对流动农民工的覆盖面相对较窄, 同时农民工在务工地的医疗保险参保占比不足三成。尽管绝大多数农民工参加了户籍地新农合, 但这一项目的保障力度和便携性较难适应农民工群体的流动性特征。从保障力度来看, 人力资源和社会保障部数据披露, 2016 年城镇职工医保住院费用的实际补偿水平达到 72.2%, 而城乡居民医保同期补偿水平仅为 56.3%, 二者存在明显差距; 从便携性来看, 跨省流动农民工在务工地看病住院的报销流程复杂, “小病不就医、大病回老家” 成为大多数农民工的选择^①。农民工的平均周工作小时数达到 58.7858 小时, 参照劳动法规定的“平均每周工作时间不超过 44 小时”的工时标准可发现, 这一群体的超时劳动现象非常严重; 农民工的平均小时工资率为 18.6979 元/小时, 相较于 2013 年流动人口动态监测数据统计的工资率而言(李龙等, 2017), 这一群体在单位时间内的收益率有一定提高。

进一步对农民工健康权益变量和劳动供给变量进行对比分析。从表 2 可以发现, 在周工作小时指标上, 拥有健康档案、接受过健康教育的农民工的平均周工作小时数相较于无健康档案、未接受过健康教育的农民工略少, 但整体差异并不明显, 参加务工地医疗保险的农民工的平均周工作小时数为 52.8371 个小时, 显著低于未参加医疗保险农民工的 61.1754 个小时。在小时工资率指标上, 拥

^①参见 <http://news.sina.com.cn/c/2017-11-27/doc-ifypapmz5615096.shtml>。

有健康档案、接受过健康教育、参加务工地医疗保险的农民工的平均小时工资率相对较高，尤其是参加和未参加医疗保险的农民工的平均小时工资率相差 4.4067 元/小时。上述结果反映出健康权益享受与否对农民工城市劳动供给存在差异化作用，但该结论需在控制特征变量的影响后方能证实。

表 2 健康权益可及性与农民工城市劳动供给对比

	有健康	无健康	均值 t 检	有健康	无健康	均值 t 检	有医疗	无医疗	均值 t 检
	档案	档案	验 p 值	教育	教育	验 p 值	保险	保险	验 p 值
周工作小时	58.6882	59.0193	0.4068	58.2902	58.9418	0.1265	52.8371	61.1754	0.0000
小时工资率	18.9933	18.2835	0.1061	19.2586	18.5214	0.0040	21.8418	17.4351	0.0000

注：周工作小时和小时工资率的单位分别为小时和元/小时；p 值汇报的是均值差异 t 检验结果。

四、实证结果分析

（一）OLS 回归结果分析

本文首先使用 OLS 回归估计健康权益的劳动供给效应。表 3 结果显示，健康档案对农民工周工作小时数的影响不显著，而对农民工小时工资率的影响效应显著为正，拥有健康档案的农民工的小时工资率要比未拥有者高 3.22%^①；健康教育变量上，接受过务工地健康教育的农民工要比未接受者的周工作小时数少 2.24%，而小时工资率则高出 2.95%；医疗保险对农民工周工作小时数具有显著的负向影响，对其小时工资率则呈现明显的提升效应，参加务工地医疗保险的农民工要比未参加者的周工作小时数少 8.45%，小时工资率则高出 16.98%。整体而言，健康权益可及性的提升能够在一定程度上降低农民工的劳动供给强度，并提高其在单位时间内的收益率。特征变量的估计结果比较稳健，其中男性、已婚、跨省流动、服务行业农民工的周工作小时较长，劳动强度更大；男性、已婚、健康状况较好、教育程度较高、跨省流动、建筑行业农民工的小时工资率较高。

表 3 健康权益可及性对农民工城市劳动供给影响的 OLS 回归结果

	健康档案		健康教育		医疗保险	
	周工作小时	小时工资率	周工作小时	小时工资率	周工作小时	小时工资率
健康权益	0.0079 (0.0072)	0.0317** (0.0145)	-0.0226*** (0.0089)	0.0291** (0.0144)	-0.0882*** (0.0070)	0.1569*** (0.0127)
性别	0.0450*** (0.0066)	0.1942*** (0.0118)	0.0449*** (0.0066)	0.1942*** (0.0118)	0.0431*** (0.0065)	0.1974*** (0.0117)
年龄	0.0004 (0.0026)	0.0419*** (0.0050)	0.0004 (0.0026)	0.0418*** (0.0050)	0.0016 (0.0026)	0.0397*** (0.0049)
年龄平方项	-0.0001 (0.0003)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0001 (0.0003)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0002 (0.0003)	-0.0005*** (0.0001)
婚姻	0.0897*** (0.0101)	0.0572*** (0.0174)	0.0895*** (0.0101)	0.0577*** (0.0174)	0.0870*** (0.0100)	0.0619*** (0.0172)

^①计算公式为 $1 - e^{-0.0317}$ 。

健康权益可及性与农民工城市劳动供给

健康自评	-0.0053 (0.0098)	0.0887*** (0.0172)	-0.0054 (0.0098)	0.0888*** (0.0173)	-0.0043 (0.0098)	0.0868*** (0.0172)
教育程度	-0.0574*** (0.0035)	0.1432*** (0.0063)	-0.0574*** (0.0035)	0.1433*** (0.0063)	-0.0454*** (0.0036)	0.1220*** (0.0065)
老家田地	0.0015 (0.0010)	0.0005 (0.0024)	0.0015 (0.0010)	0.0004 (0.0024)	0.0015 (0.0010)	0.0006 (0.0024)
流动时间	-0.0004 (0.0007)	0.0020* (0.0012)	-0.0004 (0.0007)	0.0021* (0.0012)	-0.0003 (0.0007)	0.0005 (0.0012)
省内跨市	0.0118 (0.0125)	0.0081 (0.0239)	0.0117 (0.0125)	0.0086 (0.0239)	0.0125 (0.0123)	0.0071 (0.0237)
跨省流动	0.0366*** (0.0130)	0.0743*** (0.0248)	0.0364*** (0.0130)	0.0747*** (0.0248)	0.0409*** (0.0128)	0.0667*** (0.0246)
国有/集体企业	0.0276* (0.0158)	0.0072 (0.0291)	0.0258* (0.0157)	0.0088 (0.0290)	0.0289* (0.0156)	0.0132 (0.0289)
私营企业	0.0186* (0.0103)	0.0013 (0.0193)	0.0191* (0.0103)	0.0032 (0.0193)	0.0194* (0.0102)	0.0041 (0.0191)
个体工商户	-0.0035 (0.0099)	0.0079 (0.0185)	-0.0036 (0.0099)	0.0103 (0.0185)	-0.0036 (0.0098)	0.0096 (0.0183)
建筑行业	0.0958*** (0.0361)	0.5607*** (0.0601)	0.0954*** (0.0361)	0.5610*** (0.0601)	0.0887** (0.0363)	0.5728*** (0.0598)
制造行业	0.1275*** (0.0334)	0.4658*** (0.0564)	0.1269*** (0.0334)	0.4663*** (0.0563)	0.1381*** (0.0336)	0.4462*** (0.0561)
服务行业	0.2378*** (0.0330)	0.3528*** (0.0562)	0.2372*** (0.0330)	0.3537*** (0.0561)	0.2301*** (0.0332)	0.3659*** (0.0559)
城市变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
prob > F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
调整 R ²	0.1276	0.1634	0.1280	0.1636	0.1316	0.1763

注：*、**、***分别表示通过显著性水平为10%、5%和1%的统计检验；括号内为稳健标准误。

（二）熵均衡匹配结果分析

由于 OLS 回归较难控制样本处理组和控制组的协变量差异，本文进一步采用熵均衡方法对协变量设定一阶矩（均值）、二阶矩（方差）、三阶矩（偏度）等约束条件，使处理组与控制组样本在每个协变量上的加权平均值相等，从而实现精确匹配。对二元变量而言调整一阶矩已足够取得满意效果（Hainmueller and Xu, 2012），因而排除二元变量的平方或立方项。以健康档案对农民工周工作小时的影响为例，表 4 列出了协变量在熵均衡处理前后的均值、方差及匹配性检验结果^①。可以发现，匹配前，协变量在各阶矩上均有明显差异，通过熵均衡方法处理后，处理组和控制组的协变量的均值、方差的差异显著缩小。这里进一步计算处理组和控制组之间的标准化均数差（SMD）并

^①限于篇幅，健康权益其他变量对农民工劳动供给影响的匹配性检验结果未列出，备索。

进行均值差异 t 检验, 结果显示, 经熵均衡处理后两组样本协变量的均值差异 t 检验的 P 值全部为 1, 这表明处理组和控制组的各个协变量数据已实现精确匹配。

表 4 主要协变量匹配性检验

		均值		方差		标准化均 数差 SMD	均值差异 t 检验 p 值
		处理组	控制组	处理组	控制组		
性别	熵均衡前	0.5450	0.5707	0.2481	0.2450	-0.0019	0.0286
	熵均衡后	0.5450	0.5450	0.2481	0.2481	0	1
年龄	熵均衡前	35.28	35.37	86.55	90.21	0	0.6866
	熵均衡后	35.28	35.28	86.55	86.53	0	1
年龄平方项	熵均衡前	1331	1341	491631	519582	0	0.5527
	熵均衡后	1331	1331	491631	489711	0	1
婚姻	熵均衡前	0.8092	0.8104	0.1544	0.1537	-0.0001	0.9037
	熵均衡后	0.8092	0.8092	0.1544	0.1544	0	1
健康自评	熵均衡前	2.8450	2.8450	0.1588	0.1544	0	1
	熵均衡后	2.8450	2.8450	0.1588	0.1588	0	1
教育程度	熵均衡前	2.4550	2.4540	1.0310	0.9557	0	0.9623
	熵均衡后	2.4550	2.4550	1.0310	0.9768	0	1
老家田地	熵均衡前	0.9694	0.8811	15.6900	4.6410	0.0001	0.1843
	熵均衡后	0.9694	0.9694	15.6900	7.1650	0	1
流动时间	熵均衡前	5.8480	5.8180	28.9900	29.6500	0	0.8164
	熵均衡后	5.8480	5.8480	28.9900	30.3800	0	1
省内跨市	熵均衡前	0.5762	0.5455	0.2443	0.2480	0.0023	0.0089
	熵均衡后	0.5762	0.5762	0.2443	0.2443	0	1
跨省流动	熵均衡前	0.3637	0.3968	0.2315	0.2394	-0.0026	0.0042
	熵均衡后	0.3637	0.3637	0.2315	0.2315	0	1
国有/集体企业	熵均衡前	0.0738	0.0381	0.0684	0.0366	0.0096	0.0000
	熵均衡后	0.0738	0.0738	0.0684	0.0684	0	1
私营企业	熵均衡前	0.3112	0.3548	0.2144	0.2290	-0.0037	0.0001
	熵均衡后	0.3112	0.3112	0.2144	0.2144	0	1
个体工商户	熵均衡前	0.5158	0.4600	0.2498	0.2484	0.0041	0.0000
	熵均衡后	0.5158	0.5158	0.2498	0.2498	0	1
建筑行业	熵均衡前	0.0521	0.0534	0.0494	0.0506	-0.0005	0.8004
	熵均衡后	0.0521	0.0521	0.0494	0.0494	0	1
制造行业	熵均衡前	0.2883	0.3240	0.2053	0.2191	-0.0032	0.0012
	熵均衡后	0.2883	0.2883	0.2053	0.2053	0	1
服务行业	熵均衡前	0.6307	0.6003	0.2330	0.2400	0.0024	0.0083
	熵均衡后	0.6307	0.6307	0.2330	0.2330	0	1

注: $SMD = (\overline{X_T} - \overline{X_C}) / \sqrt{S_T^2(n_T - 1) + S_C^2(n_C - 1) / (n_T + n_C - 2)}$, 其中 $\overline{X_T}$ 、 $\overline{X_C}$ 分别表示处理组和控制

组各变量的均值， S_T^2 、 S_C^2 分别表示处理组和控制组各变量的方差。

下面对经过熵均衡匹配处理后的数据进行重新回归，表 5 汇报了健康权益的劳动供给效应的熵均衡匹配估计结果，同时对处理前后的结果进行对比，限于篇幅这里仅汇报核心解释变量的估计值。具体来看，健康档案变量对农民工周工作小时数的影响仍然不显著，而拥有健康档案的农民工的小时工资率要比未拥有者高出 2.76%；健康教育变量对农民工周工作小时数的熵均衡估计系数为负但未通过显著性检验，这与 OLS 回归结果存在一定差异，说明健康教育可能并未有助于缩短农民工的周工作小时数，而接受过健康教育的农民工仍要比未接受者的小时工资率高 2.86%；医疗保险对农民工城市劳动供给影响的熵均衡匹配估计结果与 OLS 回归结果基本一致，其中参加务工地医疗保险的农民工要比未参加者的周工作小时数少 9.25%，小时工资率则高 18.81%。

通过总结上述估计结果可得出健康权益可及性对农民工城市劳动供给的影响效应。在劳动供给强度上，务工地健康档案和健康教育对农民工周工作小时数的影响效应并不明显，说明其并未显著降低农民工在城市务工过程中的劳动强度；而参与务工地医疗保险可以显著缩短农民工的周工作小时数，反映出其对减轻农民工的劳动压力具有积极作用。出现这种现象的原因可能在于，相较于医疗保险，健康档案和健康教育的普惠特征更为明显，对务工地农民工而言这两类健康服务具有较强的可预期性，而疾病发生概率以及医疗费用支出金额存在明显的不确定性（秦立建等，2014），其对农民工劳动供给决策的敏感性也更强，一旦加入务工地医疗保障网后，农民工有更强的“底气”跨期分配其劳动资源，这对降低农民工的当期劳动供给强度也具有更为明显的作用。在劳动供给效率上，健康档案、健康教育和医疗保险对农民工小时工资率都具有非常显著的提升效应，尤其是医疗保险对农民工劳动供给效率的提升效应非常明显。健康权益向农民工群体的惠及不仅有助于提升其健康资本存量，同时还可促使他们增加在家庭生产、人力资本等其他方面的投资，显然有利于提高这一群体在单位劳动时间内的收益率，最终帮助其实现劳动供给能力的强化。

表 5 熵均衡处理前后健康权益的劳动供给效应对比

		健康权益变量系数		95%水平下置信区间	
		处理前	处理后	处理前	处理后
健康档案	周工作小时	0.0079 (0.0072)	0.0069 (0.0078)	[-0.0063, 0.0222]	[-0.0084, 0.0223]
	小时工资率	0.0317** (0.0145)	0.0273* (0.0147)	[0.0033, 0.0600]	[-0.0014, 0.0560]
健康教育	周工作小时	-0.0226*** (0.0089)	-0.0151 (0.0102)	[-0.0402, -0.0050]	[-0.0351, 0.0048]
	小时工资率	0.0291** (0.0144)	0.0282* (0.0168)	[0.0009, 0.0573]	[-0.0049, 0.0612]
医疗保险	周工作小时	-0.0882*** (0.0070)	-0.0970*** (0.0077)	[-0.1021, -0.0743]	[-0.1121, -0.0818]
	小时工资率	0.1569*** (0.0127)	0.1724*** (0.0152)	[0.1319, 0.1819]	[0.1425, 0.2023]

注：*、**、***分别表示通过显著性水平为10%、5%和1%的统计检验；括号内为稳健标准误。

(三) 稳健性对比分析

作为与熵均衡匹配估计结果的比较，本文使用其它几种倾向得分匹配方法（PSM）检验健康权益可及性对农民工城市劳动供给的影响。首先利用近邻匹配法（K=1 和 K=4）和马氏匹配法将处理组和控制组加以配对，并估计两组个体之间的平均差距。以健康档案对周工作小时的影响为例，图2绘制了基于K=4近邻匹配法得到的匹配前后处理组和控制组的倾向值得分的概率密度分布情况，可发现，匹配之前两者的倾向值得分的概率分布存在显著差异，匹配之后趋向重合，说明倾向得分匹配的效果比较理想。同时，考虑到上述匹配方法在第一阶段估计得分时具有较强的主观色彩，非精确匹配也存在偏差，进一步使用Abadie and Imbens（2011）的偏差校正方法实现匹配估计，该方法通过在处理组或控制组内部进行二次匹配，可得到异方差条件下的稳健标准误。表6展示了以上几种匹配方法的估计结果，可发现基于近邻匹配法和马氏匹配法估计的健康权益可及性对农民工城市劳动供给的处理效应，与熵均衡匹配估计结果相比略有分歧，而经过偏差校正匹配后的处理效应与熵均衡匹配估计结果基本吻合，这反映出熵均衡匹配在控制样本估计的选择偏差上具有一定优势。

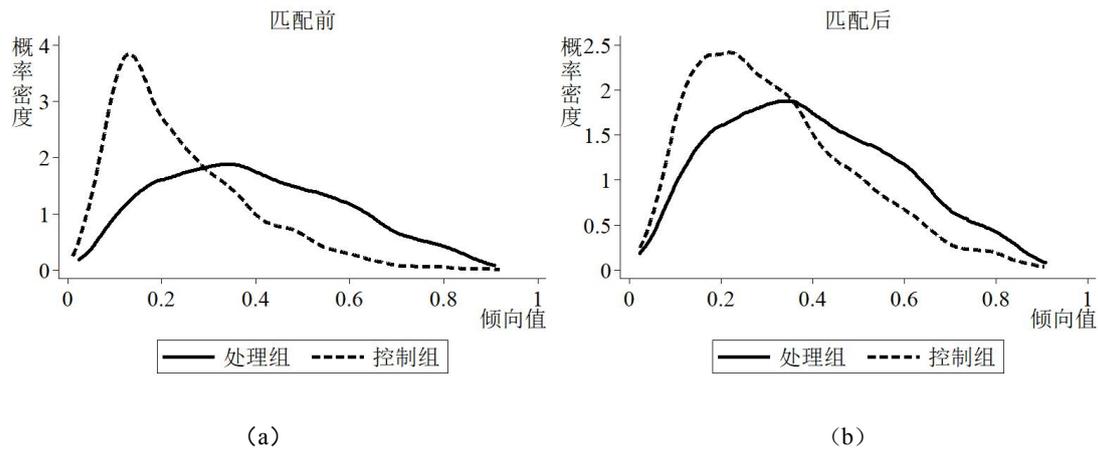


图2 处理组和控制组匹配前后倾向值得分的概率密度分布图

表6 健康权益可及性对农民工城市劳动供给影响的倾向得分匹配估计结果

		K 近邻匹配		马氏匹配	偏差校正匹配
		K=1	K=4		
健康档案	周工作小时	0.0045 (0.0106)	0.0070 (0.0086)	-0.0026 (0.0080)	0.0046 (0.0079)
	小时工资率	0.0143 (0.0228)	0.0168 (0.0180)	0.0406** (0.0177)	0.0356** (0.0173)
健康教育	周工作小时	-0.0016 (0.0125)	-0.0078 (0.0107)	-0.0214** (0.0104)	-0.0165* (0.0100)
	小时工资率	0.0303** (0.0145)	0.0337** (0.0154)	0.0303** (0.0145)	0.0339** (0.0169)

健康权益可及性与农民工城市劳动供给

医疗 保险	周工作小时	-0.0918*** (0.0111)	-0.0975*** (0.0091)	-0.1040*** (0.0074)	-0.0924*** (0.0077)
	小时工资率	0.2102*** (0.0209)	0.1890*** (0.0166)	0.1850*** (0.0139)	0.1575*** (0.0137)
	其它变量	控制	控制	控制	控制

注：*、**、***分别表示通过显著性水平为10%、5%和1%的统计检验；括号内汇报对应系数值的标准误，其中K近邻匹配使用自助法获得标准误，马氏匹配和偏差校正匹配使用Abadie and Imbens（2006）的异方差稳健标准误。

农民工劳动供给强度的降低不仅反映在其劳动时间的直接减少，还体现在其超时劳动现象是否有所缓解，尤其是农民工的超时劳动现象一直较为严重，那么健康权益可及性的提升是否有助于缓解其超时劳动行为呢？以劳动法规定的“平均每周工作时间不超过44小时”作为判断是否发生超时劳动的标准，本文重新定义了劳动供给强度变量，使用Probit回归模型检验健康权益对农民工超时劳动发生概率的影响，表7结果显示，健康档案、健康教育、医疗保险均显著降低了农民工群体超时劳动现象的发生几率，从侧面印证了健康权益对农民工的惠及的确有助于降低这一群体的劳动供给强度。此外，本文使用月工资收入替代小时工资率作为劳动供给效率变量重新进行熵均衡匹配估计，结果显示健康教育、医疗保险对农民工月工资收入对数的影响均显著为正，健康档案对农民工月工资收入对数的回归系数不显著，但呈现一定的提升效应，基本可印证前述回归结果的稳健性。

表7 健康权益对农民工超时劳动发生率和月工资收入的影响

	健康档案		健康教育		医疗保险	
	超时劳动 发生率	月工资收 入对数	超时劳动 发生率	月工资收 入对数	超时劳动 发生率	月工资收 入对数
健康权益	-0.0873** (0.0349)	0.0053 (0.0130)	-0.0898** (0.0376)	0.0306** (0.0157)	-0.2928*** (0.0355)	0.0754*** (0.0134)
其它变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注：*、**、***分别表示通过显著性水平为10%、5%和1%的统计检验；括号内为稳健标准误。

（四）异质效应拓展分析

一方面，由于性别、年龄、工作特征上的差异，农民工的权益受损状况各不相同，导致其对健康权益及健康服务的需求并不一致（吴炜等，2014；李潇晓，2016），并将最终影响这一群体的劳动参与决策、劳动供给行为乃至就业幸福感（刘靖等，2013；王金营等，2014）。基于此，本文选取性别、代际、雇佣特征^①等个体特征指标，运用熵均衡匹配法拓展分析健康权益对不同特征农民工的劳动供给所可能存在的异质效应。具体来看，性别特征上，健康档案和健康教育对女性农民工小时工资率的提升效应较之男性农民工要更为明显，健康教育对男性农民工周工作小时的抑制效应相对强烈；代际特征上，健康档案、健康教育对新生代农民工小时工资率的正向影响较之第一代农

^①问卷中雇佣身份包括雇员、雇主和自营劳动者几类，但由于雇主的劳动供给特征明显有别于另外两类群体，这里删除了雇主及其它样本，主要考察受雇（雇员）和自雇（自营劳动者）农民工样本中健康权益的劳动供给效应差异。

民工要更为明显；雇佣特征上，健康档案对自雇农民工小时工资率的提升效应较之受雇农民工更为显著，而健康教育和医疗保险对受雇农民工小时工资率的提升作用更为明显。

表 8 健康权益可及性影响农民工城市劳动供给的个体异质效应

		熵均衡匹配估计方法					
		男性	女性	第一代	新生代	受雇	自雇
健康档案	周工作小时	0.0037 (0.0102)	0.0102 (0.0120)	0.0116 (0.0130)	0.0013 (0.0095)	-0.0024 (0.0092)	0.0127 (0.0125)
	小时工资率	0.0065 (0.0245)	0.0431** (0.0213)	0.0130 (0.0259)	0.0370* (0.0202)	0.0163 (0.0231)	0.0605*** (0.0240)
健康教育	周工作小时	-0.0266** (0.0127)	0.0017 (0.0165)	-0.0212 (0.0154)	-0.0116 (0.0132)	-0.0218 (0.0147)	-0.0084 (0.0149)
	小时工资率	0.0066 (0.0233)	0.0348* (0.0212)	0.0115 (0.0281)	0.0321* (0.0182)	0.0403** (0.0202)	0.0298 (0.0194)
医疗保险	周工作小时	-0.0720*** (0.0104)	-0.1248*** (0.0114)	-0.0895*** (0.0140)	-0.0983*** (0.0090)	-0.0443*** (0.0090)	-0.0365** (0.0181)
	小时工资率	0.1556*** (0.0211)	0.1798*** (0.0207)	0.1564*** (0.0272)	0.1705*** (0.0183)	0.1839*** (0.0194)	0.0891*** (0.0350)
其它变量		控制	控制	控制	控制	控制	控制

注：*、**、***分别表示通过显著性水平为 10%、5%和 1%的统计检验；括号内为稳健标准误。

另一方面，上述估计结果反映了健康权益对农民工城市劳动供给的平均影响，但农民工群体在劳动供给水平上可能存在分布异质性，本文使用基于倾向得分权重的半参数无条件分位数处理效应（unconditional quantile treatment effect, UQTE）估计方法（Firpo, 2007），来考察健康权益可及性对农民工城市劳动供给影响的分布差异。由于小时工资率代表了单位时间的劳动收益率，更能体现农民工个体化的劳动供给能力，这里主要汇报各类健康权益变量对农民工小时工资率的分位数估计结果。表 9 结果显示，健康档案、健康教育和医疗保险对农民工小时工资率的正向影响在主要分位点上均比较明显，但通过观察分位点结果的变动趋势可以发现，随着小时工资率分位点的上升，健康权益可及性对农民工小时工资率的提升效应基本上是逐步减小的，反映出健康权益对当前处于中低劳动供给效率水平的农民工的积极作用更为明显，而这种提升效应在高劳动供给效率农民工群体中相对较小。出现这种现象的原因可能在于，对于单位时间收益率已处在较高水平的农民工而言，其就业能力和劳动报酬获取能力一般较强，在维持自身健康条件和人力资本投资方面也具有更明显的优势，因而基本健康权益对其劳动供给能力的激励作用可能存在弱化的趋势。

表 9 健康权益可及性影响农民工小时工资率的分位数处理效应

	分位数处理效应估计方法				
	$\theta=0.10$	$\theta=0.25$	$\theta=0.50$	$\theta=0.75$	$\theta=0.90$
健康档案	0.0497** (0.0256)	0.0565*** (0.0195)	0.0399** (0.0182)	0.0202 (0.0213)	0.0339 (0.0342)

健康权益可及性与农民工城市劳动供给

健康教育	0.0689*** (0.0239)	0.0487** (0.0218)	0.0408** (0.0209)	0.0382* (0.0220)	-0.0282 (0.0221)
医疗保险	0.1823*** (0.0388)	0.1541*** (0.0252)	0.1335*** (0.0185)	0.1133*** (0.0208)	0.0800*** (0.0192)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制

注：*、**、***分别表示通过显著性水平为10%、5%和1%的统计检验；括号内为稳健标准误。

五、主要结论与政策含义

本文在文献回顾和理论分析的基础上，从劳动供给强度和劳动供给效率两方面，较为系统地考察了健康权益可及性对农民工城市劳动供给的影响效应。借助国家卫生健康委员会2017年流动人口专题调查数据，本文综合运用OLS回归、熵均衡匹配以及倾向得分匹配等估计方法对上述问题进行了实证检验。研究结果显示，一方面，健康权益向农民工的惠及的确对这一群体的城市劳动供给产生了积极作用。在劳动供给强度上，参与务工地医疗保险可以显著缩短农民工的周工作小时数，反映出其对减轻农民工的劳动压力具有积极效应，而健康档案和健康教育对农民工周工作小时数的影响并不明显；在劳动供给效率上，健康档案、健康教育和医疗保险对农民工小时工资率都具有显著的提升效应，尤其是医疗保险对农民工单位时间收益率的提升效应非常强烈。另一方面，健康权益的劳动供给效应存在一定的个体特征差异和分布异质性。个体特征上主要表现为健康档案和健康教育对女性、新生代农民工小时工资率的提升效应更为强烈，而医疗保险对受雇农民工小时工资率的提升作用更为显著；分布特征上主要表现为健康权益可及性对农民工小时工资率的提升效应是逐步减小的，尤其是对当前处于中低劳动供给效率水平的农民工的积极作用要更为明显。

以上结论意味着后续政策设计应从完善农民工的健康权益入手，强化其劳动供给能力，进而有效提升这一群体在城市劳动力市场中的就业竞争力。一是要立足流入地社区不断提升农民工的健康服务利用水平。中国现行医疗卫生体制下流入地社区卫生服务机构是流动群体健康服务的提供主体，属地政府应科学制定区域卫生规划，合理配置卫生资源，将农民工基本医疗和公共卫生服务纳入所在社区年度卫生服务工作中，开展针对性的健康促进、免疫预防接种、妇幼保健服务，同时借助互联网、新媒体、社交应用软件等多种新型媒介做好农民工的健康档案建档、健康教育宣传普及工作，提高流动人口健康管理的信息化水平和实际效率。二是要强化农民工群体的健康风险防范意识，重点提高其城镇医疗保险参保率。属地政府一方面需建立健全针对农民工用人单位的监管机制和激励机制，通过制度约束和经济补偿提高其为流动工人缴纳医疗保险的积极性，进而带动农民工群体的参保积极性；另一方面应结合农民工群体的流动特征和工作属性，在医保缴费水平、转移接续流程、补偿力度等方面制定政策细则，提高农民工对城镇医疗保险共济水平的可预期性。三是需结合农民工的特征差异，分步骤、有重点地推进健康权益向这一群体的惠及。如优先为流入时间较长、随迁成员较多、留城意愿强烈的农民工建立健康档案，重点做好流动农民工群体中孕产妇、慢性疾病、职业病患者的健康教育和健康服务，并逐步扩大健康权益向流动农民工群体的惠及范围。

需要指出的是, 尽管本文重点使用的熵均衡匹配法相较于倾向得分匹配等方法具有明显优势, 尤其是它可在观测数据中实现处理组和控制组间的协变量均衡处理, 且直接在权重调整中加入了平衡检验, 但该方法依然无法避免不可观测的混杂因素对估计偏误的潜在影响。受问卷设计和数据采集的限制, 诸如内生处理效应模型、内生转换模型等更有效的内生偏差控制方法无法得以有效应用, 这对农民工健康权益的劳动供给效应研究构成一定挑战, 也是后续研究有待拓展的方向。

参考文献

1. 蔡昉, 2017: 《中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角》, 《经济研究》第7期。
2. 陈刚, 2016: 《流动人口进入对本地劳动力市场的影响》, 《经济学动态》第12期。
3. 董延芳、罗长福、付明辉, 2018: 《加班或不加班: 农民工的选择还是别无选择》, 《农业经济问题》第8期。
4. 郭显超、黄玲, 2016: 《流动人口健康档案的建立状况及影响因素分析——基于2014年流动人口动态监测调查四川流动人口数据》, 《人口与发展》第3期。
5. 纪颖、袁雁飞、栗潮阳、常春, 2013: 《流动人口与农村青年人口健康状况及卫生服务利用的比较分析》, 《人口学刊》第2期。
6. 李龙、宋月萍, 2017: 《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》第3期。
7. 李琴、雷晓燕、赵耀辉, 2014: 《健康对中国中老年人劳动供给的影响》, 《经济学季刊》第3期。
8. 李潇晓, 2016: 《权益受损与农民工幸福感》, 《青年研究》第2期。
9. 刘靖、毛学峰、熊艳艳, 2013: 《农民工的权益与幸福感——基于微观数据的实证分析》, 《中国农村经济》第8期。
10. 陆铭、高虹、佐藤宏, 2012: 《城市规模与包容性就业》, 《中国社会科学》第10期。
11. 陆文聪、李元龙, 2009: 《农民工健康权益问题的理论分析: 基于环境公平的视角》, 《中国人口科学》第3期。
12. 陆文聪、谢昌财, 2017: 《社会关系、信息网络对新农民工收入的影响——基于熵均衡法的实证分析》, 《中国人口科学》第4期。
13. 秦立建、陈波、秦雪征, 2013: 《健康对农民工外出务工收入的影响分析》, 《世界经济文汇》第6期。
14. 秦立建、陈波, 2014: 《医疗保险对农民工城市融入的影响分析》, 《管理世界》第10期。
15. 秦立建、秦雪征、蒋中一, 2012: 《健康对农民工外出务工劳动供给时间的影响》, 《中国农村经济》第8期。
16. 唐为、王媛, 2015: 《行政区划调整与人口城市化: 来自撤县设区的经验证据》, 《经济研究》第9期。
17. 王金营、李竞博、石贝贝、曾序春, 2014: 《医疗保障和人口健康状况对大城市劳动供给影响研究——以深圳市为例》, 《人口与经济》第4期。
18. 王静、王欣, 2013: 《进城农民工超时工作的成因与特征研究》, 《统计研究》第10期。
19. 王晓峰、温馨, 2017: 《劳动权益对农民工市民化意愿的影响——基于全国流动人口动态监测8城市融合数据的分析》, 《人口学刊》第1期。
20. 王一兵, 2009: 《健康的不确定性与预防性劳动力供给——来自中国农村地区的经验证据》, 《财经研究》第4期。
21. 吴炜、陈丽, 2014: 《农民工劳动权益状况的性别差异分析——长三角、珠三角农民工调查》, 《青年研究》第1期。
22. 许庆、刘进, 2015: 《“新农合”制度对农村妇女劳动供给的影响》, 《中国人口科学》第3期。

- 23.姚俊、赵俊, 2015: 《农村人口流动的健康不平等结果——基于劳动力再生产的视角》, 《江苏社会科学》第4期。
- 24.苑会娜, 2009: 《进城农民工的健康与收入——来自北京市农民工调查的证据》, 《管理世界》第5期。
- 25.岳经纶、李晓燕, 2014: 《社区视角下的流动人口健康意识与健康服务利用——基于珠三角的研究》, 《公共管理学报》第4期。
- 26.Abadie, A., and G. W. Imbens, 2011, “Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(1): 1-11.
- 27.Bradley, C. J., D. Neumark, and S. Barkowski, 2013, “Does Employer-Provided Health Insurance Constrain Labor Supply Adjustments to Health Shocks? New Evidence on Women Diagnosed with Breast Cancer”, *Journal of Health Economics*, 32(5): 833-849.
- 28.Diamond, A., and J. Sekhon, 2013, “Genetic Matching for Estimating Causal Effects: A General Multivariate Matching Method for Achieving Balance in Observational Studies”, *Review of Economics and Statistics*, 95(3): 932-945.
- 29.Firpo, S., 2007, “Efficient Semiparametric Estimation of Quantile Treatment Effects”, *Econometrica*, 75(1): 259-276.
- 30.García-Gómez, P., A. M. Jones, and N. Rice, 2010, “Health Effects on Labour Market Exits and Entries”, *Labour Economics*, 17(1): 62-76.
- 31.Garzon, C. J. P., and D. Beuermann, 2016, “Healthy to Work: The Impact of Free Public Healthcare on Health Status and Labor Supply in Jamaica”, IDB Working Paper No.IDB-WP-756.
- 32.Hainmueller, J., 2012, “Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies”, *Political Analysis*, 20(1): 25-46.
- 33.Hainmueller, J., and Y. Xu, 2012, “Ebalance: A Stata Package for Entropy Balancing”, *Journal of Statistical Software*, 54(7): 1935-1946.
- 34.Huber, M., M. Lechner, and C. Wunsch, 2015, “Workplace Health Promotion and Labour Market Performance of Employees”, *Journal of Health Economics*, 43: 170-189.
- 35.Jones, A. M., N. Rice, and F. Zantomio, 2016, “Acute Health Shocks and Labour Market Outcomes”, Working Paper, Department of Economics, Ca' Foscari University of Venice, No.09/WP/2016.
- 36.Low, H. W., 2005, “Self-Insurance in a Life-Cycle Model of Labour Supply and Savings”, *Review of Economic Dynamics*, 8(4): 945-975.
- 37.Nwosu, C. O., and I. Woolard, 2017, “The Impact of Health on Labour Force Participation in South Africa”, *South African Journal of Economics*, <https://doi.org/10.1111/saje.12163>.
- 38.Quynh, N. L. T., W. Groot, S. M. Tomini, and F. Tomini, 2017, “Effects of Health Insurance on Labour Supply: A Systematic Review”, Merit Working Papers NO.2017-017.
- 39.Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 70(1): 41-55.
- 40.Thomas, D., and J. Strauss, 1997, “Health and Wages: Evidence on Men and Women in Urban Brazil”, *Journal of Econometrics*, 77(1): 159-185.

41. Tong, Y., and M. Piotrowski, 2012, “Migration and Health Selectivity in the Context of Internal Migration in China, 1997–2009”, *Population Research and Policy Review*, 31(4): 497-543.

42. Trevisan, E., and F. Zantomio, 2016, “The Impact of Acute Health Shocks on the Labour Supply of Older Workers: Evidence from Sixteen European Countries”, *Labour Economics*, 43(S1): 171-185.

43. Zimmer, D. M., 2015, “Employment Effects of Health Shocks: The Role of Fringe Benefits”, *Bulletin of Economic Research*, 67(4): 346-358.

(作者单位：西南政法大学经济学院)

(责任编辑：午言)

The Availability of Health Rights and Labor Supply of Migrant Workers: Evidence from Dynamic Monitoring of Migrant Population

Deng Rui

Abstract: The benefits of health rights of migrant workers in the workplace not only can guarantee their physical health and safety, but also help them improve their labor supply capacity by overcoming healthcare constraints. Based on literature review and a theoretical analysis, this article uses the 2017 migrant population survey data and conducts entropy balancing matching analysis to empirically test the impact of the accessibility of health rights on the labor supply of migrant workers. The results of the study show that the benefits of health rights of migrant workers do have a positive effect on the urban labor supply of this group. In terms of labor intensity, participation in workplace medical insurance can significantly shorten their weekly working hours and reduce their labor intensity pressure. In terms of labor efficiency, the establishment of health profiles, as well as the availability of health education and medical insurance can significantly increase the hourly wage rates for migrant workers. In particular, the effect of medical insurance on the rate of return per unit time is very obvious. Finally, certain differences exist in individual characteristics and distribution heterogeneity in the labor supply effect of health rights.

Key Words: Migrant Worker; Health Right; Labor Supply; Entropy Balancing Matching