

职业是如何影响健康的？*

——基于 2012 年中国劳动力动态调查的实证研究

梁童心 齐亚强 叶 华

提要: 本文通过分析 2012 年中国劳动力动态调查 (CLDS2012) 数据, 探讨了中国社会中不同职业群体之间的健康不平等问题。研究发现, 不同职业群体在自评健康、工伤、职业病等方面均存在显著差异: 低职业地位群体自评健康状况更差, 发生工伤的可能性更高; 高职业地位群体倾向于报告更多的职业病困扰, 自评健康的职业差异在非国有/集体单位中尤为突出。利用 KHB 方法进行效应分解的结果显示, 一系列具体的工作状况, 包括加班劳动、工作环境和职业危害、工作要求和控制、工作获得感等, 是职业影响健康的重要介导机制。

关键词: 职业 工作状况 健康不平等 效应分解

一、引言

健康作为人类福祉的内在组成部分, 对个人生活质量和社会整体发展都具有重要意义。20 世纪 70 年代以来, 健康不平等逐渐成为西方学术界讨论的重要议题。越来越多的学者开始关注社会结构、社会分层如何通过一系列的资源配置以及风险管理机制, 对不同社会群体的健康水平产生影响。职业作为现代社会分层体系的核心, 也被纳入了这场讨论。研究者发现不同职业群体之间存在着明显的健康差异, 这些差异并未随着医学技术的进步、社会经济的发展以及全民医保体系的建立而缩小, 因此, 职业与健康的关系成为亟须深入探讨的社会问题。

职业健康不仅关系到劳动者个人和家庭的福祉, 也影响到社会经

* 本研究得到中国人民大学 2018 年度“中央高校建设世界一流大学(学科)和特色发展引导专项资金”的支持。本文使用的数据来自中山大学社会科学调查中心开展的“中国劳动力动态调查”(CLDS), 数据的详细介绍见 <http://css.sysu.edu.cn>。作者对本刊匿名评审专家所给出的宝贵意见和修改建议深表感谢, 文责自负。如需与作者进一步讨论, 可联系通讯作者齐亚强: qiyang@ruc.edu.cn。

济发展的可持续性。据估计,因职业健康问题造成的经济损失可达国民生产总值的14%(Leigh et al., 1999)。中国作为一个发展中国家和人口大国,与西方社会相较,职业健康问题尤为突出。市场化改革以来,中国愈加深入地融入到世界分工体系中,依托自身在土地和劳动力上的优势跻身“世界工厂”。经济的快速增长在提高居民整体生活质量和预期寿命的同时,也给职业安全和健康带来了隐患。据国家卫计委疾病防控局统计,2011年全国共报告职业病29789例,其中包括尘肺病26401例,急慢性职业中毒1829例。^①同年,据安全监管总局的统计,全国共发生各类生产事故347728起,死亡75572人。^②考虑到漏报、瞒报现象,真实情况可能比上述统计资料所反映的更严峻。

目前,国内关于职业与健康关系的研究还相对不足。既有文献多从流行病学视角展开,就某类职业群体或职业病加以分析,缺乏整体性的社会分层视角。在社会学界,尽管也有少数研究关注社会经济地位与健康的关系,但这些研究仅将职业作为社会分层的衡量指标之一,对其作用于健康的具体机制鲜有涉及。本文采用2012年中国劳动力动态调查(CLD2012)数据,考察不同职业群体在健康、工作状况方面的差异,探讨职业如何通过一系列具体的工作条件,包括工作负荷与工作环境、工作要求和控制、工作回报等机制作用于个体健康,以期深入认识中国转型期的社会分层及其健康后果,为改善劳动者健康水平、缩减健康不平等、促进社会经济可持续发展提供新的实证依据。

二、文献回顾与研究假设

(一)职业与健康不平等

健康社会学的有关理论认为,社会成员的健康状况并非简单的个人问题,而是受到宏观社会结构的深刻影响。如果将健康理解为一种韦伯所述的“生活机会”(life chances),健康不平等则表现为社会结构

① 详见国家卫生计生委疾病预防控制局网站,《关于2011年职业病防治工作情况的通报》(<http://www.nhpc.gov.cn/jkj/s5899t/201309/14ddb8fcd7b4385a1d0a6351b5cebf.shtml>)。

② 详见国家安全生产监督管理总局网站,《2011年全国安全生产情况》(http://www.chinasafety.gov.cn/newpage/Contents/Channel_4181/2012/0114/167212/content_167212.htm)。

如何通过对资源的不平等分配规限不同社会群体的行动空间,进而作用于个体的健康水平。

由这一视角出发,大量研究考察了社会阶层与健康之间的关系。其中,职业无疑是现代社会阶层分化的基础。一方面职业作为连接教育和收入的桥梁,是影响不同社会群体之间生活机会和物质资源分配的核心机制;另一方面,职业还是社会声望和政治权力的主要来源,个人所从事的工作性质往往决定了其享有的声誉和地位。研究表明,健康水平随职业地位总体上呈梯度变化趋势。职业地位较高者往往拥有更好的健康状况和更低的死亡率,并且这种差异随时间呈扩大趋势(Adler & Ostrove, 1999; Marmot, 2004; Winkleby et al., 1992)。不同职业群体在工作性质和工作条件上的差异,构成了这种健康分化的重要原因。

早期的研究更多关注工作强度和物理工作环境的影响。其中,长工时、加班劳动所带来的工作负荷是相关讨论的焦点之一。很多研究考察了医护人员、白领群体以及有着长工时传统的国家(如日本等),发现长时工作和睡眠剥夺与急性心脏病和“过劳死”的发生具有很强的关联性(Leonard et al., 1998; Sokejima & Kagamimori, 1998)。劳动者在长时间、高负荷的工作中缺乏足够时间使身体得到恢复和休息,这会造成人体生理过程的紊乱,进而损害个人身心健康。

工作环境的安全性,特别是工作生产过程中有害物质的接触和吸入,同样是导致职业健康问题的重要诱因。随着工业化的发展,各类化学品被大量引入现代生产过程中,在工作场所中与这些危险物质的接触以及烟雾和粉尘的吸入,会提高患呼吸道疾病和癌症的风险,对劳动者健康构成严重威胁(Schrijvers et al., 1998; Zhang et al., 2010)。

此外,职业影响健康的社会心理机制历来是健康社会学的研究重心之一。这方面的研究大多受“工作要求—控制”模型(job demand-control model)的启发。该模型认为,工作中的负荷和冲突,即工作要求会给个人的健康带来负面影响,而个人的工作控制,也即应对这些要求时所具有的权威和能力则可以作为一种缓冲机制减弱其负面效应。当高要求、低控制相叠加时,由此产生的工作紧张(job strain)对健康的损害最大(Karasek, 1979; Theorell et al., 1998)。“工作要求—控制”模型为探讨职业与健康的关系提供了重要的解释框架,但是,工作要求与控制之间的交互关系并未在所有研究中得到证实。不少研究尝试将工作要求、工作控制作为独立的维度,分别检验其与健康的关系。其中,

关于工作控制的研究大都表明,社会阶层较高者对其工作和生活有着更强的自主性,这种控制能力有助于减轻焦虑、压力等负面情绪,带来更佳的工作表现和生活体验,有效降低心脏病的患病和死亡风险(Marmot et al., 1997)。与之相比,工作要求对健康的作用机制则相对复杂。有研究指出,工作要求并不必然会带来高压和疾病,适度的工作要求可以对健康形成一定的保护效应(Kristensen, 1995)。另外,不同性质的工作要求对健康的影响可能有所不同(Kristensen, 1995)。

“工作要求—控制”模型过于强调劳动过程本身,忽视了不同职业付出所带来的回报上的差异。随着全球化和发达国家去工业化(deindustrialization)的进程,职业对健康的影响机制已经远远超出了生产领域。从社会交换理论所强调的互惠性(reciprocity)视角出发,德国学者赛格李斯特等(Siegrist, 1996; Siegrist & Wahrendorf, 2016)提出了“工作付出—回报不平衡”理论(the effort-reward imbalance model)来解释职业对健康的持续性影响。该理论认为,工作是现代社会生活中最为重要的一种社会交换活动。一方面,高强度和超时劳动、危险的工作环境、工作紧张等构成了底层职业劳动者日常的工作付出,这些付出会带来相应的健康损耗与疾病风险;另一方面,职业地位较低的工作给予劳动者的回报却更差,不但物质报偿更低、职业保障更差、晋升机会极少、社会声望较低,还缺乏自我实现感。正是这种工作付出与回报的不平衡破坏了个体对社会交换的等价性的基本要求,严重损害自尊和正常情感,进而导致了劳动者的身心健康问题。后续的实证研究发现,“工作要求—控制”模型和“付出—回报不平衡”理论各自都有较强的解释力(Siegrist & Wahrendorf, 2016; Yu et al., 2013),它们分别从不同维度反映了职业对健康的复杂影响。

综上所述,职业对劳动者健康的影响是由多种路径共同实现的。无论是身体损耗、职业安全,还是长期压力和社会心理失衡,它们实质上都可视为职业地位通过一系列具体的工作状况机制对健康风险与资源的差别化分配。因此,对职业与健康关系的考察,不应仅仅局限于特定群体、特定工作场所中的健康问题,还有必要在社会分层与健康不平等的宏观视角下展开。

(二)中国:“世界工厂”中的劳工健康研究

相较于欧美国家,职业与健康不平等的研究在包括中国在内的发

展中国家尚未得到足够重视。实际上,社会经济严重不均,以及现代化进程中后发展国家特有的经济发展模式,使这些地区面临的职业健康问题更为严峻。

20世纪中叶以来,伴随着经济全球化和世界分工体系的形成,许多高健康风险的传统工业和低端产业由发达国家向欠发达国家转移,这给发展中国家的社会经济结构带来了深刻的变革,同时也为劳动者的职业健康埋下新的隐患。尤其是发展中国家的工作环境和安全保障条件往往较差,相关劳动者权益保障制度不健全,从而使劳动者面临着更大的健康威胁(刘林平等,2011;LaDou,2003)。

20世纪80年代以来,伴随着市场化改革,中国在经济全球化的浪潮中愈加深入地卷入到世界分工体系中。作为一个“迟发展”国家,中国在国际经济秩序中处于明显劣势,受资本和技术条件的限制,只能依托在低成本劳动力上的优势,发展加工制造等劳动密集型产业。这种发展模式在带来经济快速增长的同时,也伴随着对劳工健康的严重损耗。对廉价劳动力的利用,使相当一部分劳动者长期面临超时加班、超额工作的沉重压力;与此同时,缺乏安全保障的工作环境,又使他们在工作场所面临着粉尘吸入、化学毒剂接触和工伤、职业病等一系列健康风险(Zhang et al., 2010)。

经济体制改革以来中国社会内部的复杂变迁,又在一定程度上加剧了职业安全问题。经济的快速发展和所有制转型,使外资企业、小型私营企业大量出现,与国有部门相比,这些新生部门的劳动者在工作环境、生产安全和医疗福利等方面往往更难得到保障(王绍光,2005;Chen & Chan, 2010)。在一些地区,乡镇企业、家庭作坊的无序发展,以及职业安全意识的欠缺、技术设备的落后,使当地劳动者承受着更多的健康风险(Su et al., 2000; Zhang et al., 2010)。可以说,中国当前的职业健康问题,体现为一股“外”与“内”的合力,其中既有中国在迟发展道路中所卷入的世界产业分工体系的影响,也是其内部一系列社会变迁机制的作用使然。

到目前为止,对于中国社会的职业与健康问题,相关实证研究尚不充分,而且存在明显的不足。既有研究多从流行病学视角展开,聚焦于某一职业群体,考察特定工作条件对其健康的影响,包括特定工厂的劳动负荷、工作环境和职业压力及健康后果(Qiao et al., 1997; Yu et al., 2008; Yu et al., 2012)。这些研究为探讨职业作用于健康的具体路径

提供了实证知识,但由于缺乏整体性视角,无法从全局上勾勒出中国不同职业群体之间的工作状况和健康水平,对健康问题的探讨也仅局限于特定职业风险,忽略了其背后深层的社会分层机制。

社会学界也有学者关注中国的社会分层与健康不平等问题。不少研究考察了教育、收入、职业对自评健康的效应(胡安宁,2014;焦开山,2014;齐良书,2006;Chen et al., 2010)。其中尽管也有部分研究涉及职业,但只是将其作为衡量社会经济地位的指标之一,未能就其影响健康的具体机制展开深入讨论(焦开山,2014;齐良书,2006)。中国市场化改革以来,随着社会分层与流动机制的转变,社会结构渐趋多元化,职业越来越成为当代社会阶层分化的基础(李路路等,2012)。尤其是在从计划向市场转型的过程中,不同所有制经济长期并行发展,以单位性质为基础的制度分割为中国的职业分化增添了鲜明的时代特征(李汉林,2007;李路路等,2009)。因此,深刻理解不同职业群体之间的健康差异及其形成机制,对认识当前中国的社会结构分化与健康不平等问题具有不可替代的理论和现实意义。

有鉴于此,本研究在社会分层视角下,利用全国性数据资料,对比不同职业群体的健康水平和工作状况,并就职业影响劳动者健康的具体机制展开深入分析,以期弥补既有研究的不足,为探讨中国转型期社会分化的健康后果、切实改善劳动者健康水平提供新的实证依据。

(三)研究假设

基于以上讨论,本研究主要关注以下问题:(1)目前中国社会中,不同职业地位群体在健康水平和工作状况上有何差别?(2)职业如何通过工作状况影响劳动者个人健康?基于既有理论文献的讨论,结合中国的现实情况,本研究对工作状况的考察主要从工作时长、工作环境、工作要求与控制、职业保障与回报四个方面展开。

关于健康不平等研究认为,社会分层通过一系列生活机会和社会资源的不平等分配,使不同社会群体健康水平产生差异(Adler & Ostrove, 1999)。职业作为现代社会分层的核心和主要资源分配机制,对劳动者健康具有重要影响。据此,我们提出本研究的假设1。

假设1:不同职业地位的劳动者在健康状况上存在显著差异。个人职业地位越高,健康状况越好。

对中国社会分层的研究指出,单位分割仍然是一种重要的社会分

化和资源分配机制(李汉林,2007;李路路等,2009)。研究表明,国有企业为职工提供了更完备的职业健康体系,在安全生产设施、医疗保障服务等方面大大优于私有企业(Chen & Chan, 2010; Su et al., 2000)。据此,本研究认为,在讨论中国社会中职业与健康关系时,有必要把“单位”因素考虑进来,据此提出假设2。

假设2:职业对个人健康的作用受到单位性质的调节。与其他单位相比,国有和集体单位职工健康状况受职业地位的影响较小。

以往的研究发现,不同职业阶层在一系列工作状况,包括工作时长、工作环境、工作要求和控制、工作付出与回报等方面存在的差异为他们带来不同强度的健康风险和资源,构成其健康分化的重要原因(Landsbergis, 2010; Schrijvers & van de Mheen, 1998)。我们据此提出假设3。

假设3:职业地位对个体健康的影响在很大程度上是以工作状况为机制实现的。

在上述假设基础上,本研究就工作状况影响健康的具体路径展开探索。长时间、超负荷工作将导致压力和疲劳,引发一系列不良的健康后果(刘林平等,2011; Leonard et al., 1998)。据此,我们提出工作状况对健康的第一条作用路径假设。

假设3.1:加班劳动假设。加班劳动是职业影响健康的重要机制,个体加班时间越长,其健康状况越差。

劳动者在工作场所和生产过程中,对粉尘的吸入、对放射性和化学类物质的接触以及其他职业危害,都将使其面临一系列疾病甚至癌症的风险,对其健康构成严重威胁(Schrijvers & van de Mheen, 1998; Zhang et al., 2010)。据此,我们提出第二条作用路径假设。

假设3.2:工作环境与职业危害假设。工作场所的安全性是职业影响健康的重要机制,在工作场所与有害因素的接触以及必要防护措施的缺失,将对个人健康产生负面影响。

“工作要求—控制”模型认为,高工作要求给人们带来压力和身心健康问题,而个人基于组织权威和能力形成的工作控制则可以作为一种“缓冲”机制,缓解工作要求对健康的这种负面效应(Karasek, 1979; Theorell et al., 1998)。据此,我们提出第三条作用路径假设。

假设3.3:工作要求和控制假设。工作要求和控制是职业影响健康的重要机制,个人在工作中面临的要求越高,对工作的控制度越低,其健康状况越差。

根据“付出—回报不平衡”理论,职业回报上的差异也是影响劳动者健康的重要维度。其中,医疗保险是保证人们能享受良好卫生保健的关键因素(Anderson & Newman, 2005),不同职业群体在医疗保障获得方面的差异很可能直接影响其健康状况。此外,作为最重要的社会交换行为之一,劳动者在工作中所能体会到的安全感、晋升机会、被尊重感、自我实现感等,也会对从业者的健康状况产生重要影响(Siegrist, 1996; Siegrist & Wahrendorf, 2016)。据此提出以下两条假设。

假设 3.4:职业医疗保险假设。医疗保障是职业影响健康的重要机制,工作单位所提供的医疗保障有助于促进个人健康。

假设 3.5:工作回报假设。在工作中获得的回报感是职业影响健康的重要机制,个人从工作中得到的回报感越强,其健康状况越好。

三、数据、变量与方法

(一)数据来源

本研究使用“中国劳动力动态调查”2012年度(CLDS2012)数据。该调查采用了多阶段、分层、劳动力规模成比例的概率抽样设计,针对全国的劳动年龄人口,共完成 16231 份劳动力个体问卷。调查将劳动力区分为雇主、雇员、自雇、务农四种从业状态,考虑到部分核心变量的适用性,本文仅以 4442 名雇员作为研究对象,在去除缺失值和异常值后,有效分析样本为 3940 人。^①

(二)核心变量及操作化

本研究主要考察职业和工作状况对劳动者健康的影响。研究的因变量为个体健康状况,这里主要采用受访者的自评健康来测量。自评健康反映了包括个人身体、心理和自我感知在内的综合健康状况,它简单易得且具有很强的效度,在研究中得到广泛应用(Idler & Benyamini, 1997)。对中国的实证研究也显示,自评健康呈现较好的信度与效度,是反映个体健康状况最重要的指标之一(齐亚强,2014)。这里为了便

^① CLDS2012 仅对雇员样本收集了有关劳动时间、工作要求与控制等方面的信息,因此本文将分析样本限定为雇员。

于分析,将自评健康处理为二分变量,将回答“非常健康”(22.6%)、“健康”(43.2%)者赋值为1,回答“一般”(30.2%)、“比较不健康”(3.7%)、“非常不健康”(0.3%)者赋值为0。^①

考虑到工伤和职业病是劳动者健康的重要内容,本研究还分别考察了被访者自报的工伤和职业病的情况,以便对不同健康测量之间的分析结果进行比较验证。问卷分别询问了被访者是否有过工伤、是否患有因职业导致的疾病,我们将回答“是”的赋值为1,回答“否”的赋值为0。

被访者所从事的职业是本研究的核心自变量。这里对职业地位的测量采用国际社会经济指数(International Socio-Economic Index, ISEI)(Ganzeboom et al., 1992)。社会经济指数根据每个职业从业者的平均教育和收入情况对职业进行综合评分,是关于职业地位的有效测量指标(Hauser & Warren, 1997)。

考虑到中国社会中单位分割对于个人职业地位的调节作用,本研究在分析职业与健康的关系时也把单位因素考虑了进来。以工作者的单位是否为国有或集体单位作为标准,将单位类型为党政军机关、事业单位、国有企业和集体企业的赋值为1,将民营和私营企业、外资和合资企业、个体工商业等其他单位类型赋值为0。

除了职业和单位变量之外,本研究所考察的与工作状况相关的自变量分别操作化为:

(1)加班劳动变量。采用被访者上个月总共加班的小时数来测量。

(2)工作环境与危害变量。问卷询问了被访者在工作环境中是否接触到包括粉尘、放射性物质、化学类、物理类、生物类职业危害在内的一系列有害因素,以及接触者在工作中有多少时间按规定佩戴防护用品。我们据此将被访者分为三类:未接触职业有害因素者、接触但总是或经常采取防护措施者、接触且较少或从未采取防护措施者。

(3)工作要求与控制变量。问卷对工作要求的测量采用里克特量表的形式,询问了被访者在工作过程中是否需要从事一系列体力劳动和脑力劳动,回答依据频度分为“从不”“很少”“有时”“经常”四个等级。我们为上述等级依次赋值1-4分,运用主成分分析和最大方差旋

^① 从测量尺度上看,自评健康属于定序尺度的测量。我们还尝试拟合了针对定序结果变量的模型,其结果与文中报告的结果基本一致。

转法,计算出两个工作要求公因子:体力劳动要求、脑力劳动要求,两个公因子分别解释了总方差的 48.8% 和 34.1%。

对于工作控制的测量,问卷询问了被访者在工作内容、工作进度、工作强度三方面的决定权,将回答分为“完全由他人决定”“部分由自己决定”“完全由自己决定”三个等级。我们将上述等级依次赋值 1-3 分,运用主成分分析,提取出一个工作控制公因子(三个变量的 α 系数为 0.81),共解释了总方差的 72.9%。

(4)职业医疗保险变量。问卷询问了被访者是否享有一系列的医疗保险。本研究关注的是职业为劳动者提供的医疗保障资源,因此仅考虑与职业相关的医疗保险项目。享有城镇职工基本医疗、公费医疗、单位补充医疗、公务员医疗补助的均赋值为 1,反之赋值为 0。

(5)工作回报得分。问卷问及被访者对工作不同维度的主观评价,我们选取了收入回报、工作稳定性、晋升机会、工作趣味性、在工作中获得的他人尊重、工作中表达意见的机会 6 个题项,相应选项“非常满意”“比较满意”“一般/不适用”“不太满意”“非常不满意”分别赋值 5-1 分,进行主成分分析(α 系数为 0.74)后提取出 1 个公因子代表被访者对当前工作回报的主观感知。

此外,本研究还对其他影响个体健康的变量,包括被访者的年龄、性别、户口类型和健康行为(包括吸烟和饮酒情况)进行了控制。为了更好地厘清职业对健康的独立效应,我们还控制了被访者的受教育年限和收入水平。表 1 给出了本研究主要变量的描述统计信息。

表 1 主要变量的描述统计信息 N = 3940

变量	均值/比例	标准差	变量	均值/比例	标准差
因变量			自变量		
自评健康为“好”	66%	—	工作控制	0.00	1.00
工伤	8%	—	职业医疗保险	48%	—
职业病	14%	—	工作回报得分	0.00	1.00
自变量			控制变量		
ISEI	42.01	15.23	年龄	38.72	11.06
单位类型(国有或集体)	38%	—	性别(女)	43%	—
加班时间(小时/月)	11.82	26.97	户口性质(非农)	46%	—
工作环境中接触有害因素	44%	—	受教育年限	10.19	4.43
对有害因素采取防护措施	29%	—	年收入(万元)	3.00	2.82
体力工作要求	-0.01	0.99	吸烟	33%	—
脑力工作要求	0.02	1.00	饮酒	33%	—

(三)方法

本研究的统计分析主要包括两部分。一是通过列联表分析考察不同职业地位群体在健康水平、各项工作状况上是否存在显著差异。二是分别通过对自评健康、工伤和职业病拟合嵌套 logit 回归模型考察职业如何通过工作状况影响个体健康。

此外,我们还希望了解工作状况到底在多大程度上可以解释职业对健康的效应,因此尝试应用 KHB 方法对工作状况的中介效应进行分解(Breen et al., 2013)。由于在非线性模型中普遍存在跨模型的回归系数可比性问题,对非线性模型的效应分解更为复杂。考虑 y 是一个二分类变量,假定其背后对应的连续潜变量为 y^* ,当 $y^* < 0$ 时我们观测到 $y = 0$,否则 $y = 1$ 。假设 x 为我们感兴趣的自变量, m 为中介变量, C 代表相应的控制变量,那么可以分别拟合模型:

$$y^* = \alpha_1 + \beta_1 x + \gamma_1 m + \delta_1 C + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$y^* = \alpha_2 + \beta_2 x + \delta_2 C + \varepsilon_2 \quad (2)$$

这时 m 的中介效应可以由 $\Delta\beta = \beta_2 - \beta_1$ 得出。但是,由于 y^* 是未观测到的潜变量,我们无法直接拟合上述模型。在拟合对应的 logit 模型时,我们得到的系数为 $b_1 = \frac{\beta_1}{\sigma_1}$ 和 $b_2 = \frac{\beta_2}{\sigma_2}$,其中 σ_1 和 σ_2 被称为刻度参数(scale parameter),由模型残差的标准差所决定。由于不同模型对应的刻度参数不同,显然 $b_2 - b_1 \cong \beta_2 - \beta_1$ 。

为了克服这一问题,KHB 方法提出我们首先以 m 为因变量, x 为自变量拟合模型 $m = c + dx + r$,并估计模型的残差 r ,然后我们不再拟合模型(2),转而考虑以下模型:

$$y^* = \alpha_{2*} + \beta_{2*} x + \gamma_{2*} r + \delta_{2*} C + \varepsilon_{2*} \quad (2*)$$

由于模型(2*)和模型(1)的拟合度完全一致,因而 $\varepsilon_1 = \varepsilon_{2*}$,也即它们对应的刻度参数 σ_1 和 σ_{2*} 完全相同;由于 x 与 r 完全不相干,因而 $\beta_{2*} = \beta_2$ 。由此可以得出,在对应的 logit 模型中满足 $b_{2*} - b_1 = \frac{\beta_{2*}}{\sigma_{2*}} - \frac{\beta_1}{\sigma_1} = \frac{\beta_2 - \beta_1}{\sigma_1}$ 。根据这一结果,我们就可以分解 x 对 y 的直接效应和间接效应的相对大小。

四、主要研究发现

(一) 不同职业群体的健康与工作状态

为了较为直观地展示不同职业群体的健康差异,我们首先依据 ISEI 分值将被访者划分为低职业地位 (ISEI < 40 分)、中等职业地位 (ISEI 得分为 40 - 64) 以及高职业地位 (ISEI 得分为 65 分及以上) 三大类,比较不同职业地位群体在自评健康、工伤、职业病方面的差异。

由表 2 的卡方检验结果可见,不同职业群体在各项健康指标上均存在显著差异。值得注意的是,各健康指标在职业群体间的变化模式并不完全一致:就自评健康而言,回答自评健康为“好”的比例随职业 ISEI 分值的提升呈上升趋势,低、中、高三组对应的比例分别为 63.7%、67.6% 和 68.7%,体现出职业地位与健康之间的正相关关系;工伤的变动趋势基本与自评健康一致,随着 ISEI 分值的上升,工伤的发生比例明显下降,其中低职业地位群体发生过工伤的比例高达 11%,而高职业地位群体仅为 4%;不过,职业病的发生在不同职业群体之间并不存在明显趋势,自报职业病发生比例最高的人群为 ISEI 分值在 65 分及以上的群体,该比例高达 1/4。^①

表 2 不同职业群体的健康状况 (%)

ISEI	自评健康为“好”	工伤	职业病	样本量
低 (<40)	63.7	11.4	13.1	1975
中 (40 - 64)	67.6	6.3	11.5	1361
高 (> =65)	68.7	4.0	25.3	604
总样本	65.8	8.5	14.4	3940
卡方检验 (df = 2)	8.3 *	46.2 ***	71.0 ***	—

注: * $p < 0.05$, *** $p < 0.001$ 。

① 对职业病本身的理解可能存在较大的群体异质性,对 CLDS 数据的进一步分析显示,被访者自报的职业病与卫生部门认定的职业病之间存在着巨大差别。在本研究的分析样本中,共有 567 例调查对象自报患过“职业病”,其中申请过正式鉴定的只有 12 例,被鉴定为职业病的只有 4 例。很多高职业地位者可能会把咽炎、颈椎病、胃病等都归结为“职业病”,这跟官方统计的职业病以尘肺病、各种急慢性中毒为主显然不应混为一谈。

表3给出了不同职业群体在工作状况上的差异。结果显示,不同职业群体在各项工作状况方面都存在显著差异,如相应的F检验和卡方检验所示。其中,在职业得分较低的群体中,加班劳动现象明显比较突出;体力工作要求和脑力工作要求随职业得分的上升分别呈单调下降和单调上升的相反变动趋势;在职业地位较高的群体中,工作控制,也即职业自主性明显较强。总的来看,随着职业地位的上升,在工作中接触有害物品的比例呈下降趋势,^①而享有医疗保险的比例和从工作中获得的回报感则迅速上升。这些结果表明,不同职业群体之间的健康差异很可能与他们在工作性质和工作条件方面的差异有关。^②

表3 不同职业群体的工作状况

ISEI	加班时间 (小时/月)	体力工作 要求	脑力工作 要求	工作 控制	接触 职业危害 (%)	享有 医疗保险 (%)	工作 回报	样本量
低(<40)	13.6	0.3	-0.3	-0.1	56.4	30.5	-0.2	1975
中(40-64)	10.5	0.2	0.2	0.1	28.6	58.5	0.1	1361
高(>=65)	9.0	-0.6	0.7	0.2	41.4	81.3	0.3	604
总样本	11.8	0.0	0.0	0.0	44.5	47.9	0.0	3940
检验结果 (df=2)	9.0***	283.6***	342.3***	30.2***	333.7***	571.1***	57.7***	—

注:(1)加班时间、工作要求、工作控制、工作回报为F检验结果,接触职业危害比例、享有职业医疗保险比例为卡方检验结果。(2)*** $p < 0.001$ 。

(二)职业对自评健康的影响及其效应分解

在描述了不同职业群体的健康和工作状况差异后,本文以自评健康为因变量,通过拟合一系列嵌套logit模型来检验职业对健康的具体作用机制。其中,模型1a为基准模型,在仅控制年龄和性别构成的情况下考察不同职业地位群体的健康差异;模型2a在模型1a的基础上加入了单位性质以及职业地位和单位性质的交互项,以检验在不同单位中职业地位对自评健康的效应是否存在差异;模型3a进一步控制了

① 其中,在接触职业危害比例上,高ISEI分组的比例高于中ISEI分组的比例。不过,在高ISEI分组中无防护措施的比例仅为6.6%,而中ISEI分组中的相应比例高达7.5%。

② 我们还通过多元回归模型分析了在控制其他变量的情况下职业地位与工作状况各变量之间的关系,发现即便控制了年龄、性别、教育、收入等因素后,职业地位得分仍然对所有工作状况变量具有显著影响。相应结果可向作者索取。

其他可能的混淆变量,如户口性质、教育、收入,以及吸烟、饮酒等健康行为变量,以检验上述模型结果的稳健性;模型 4a 至 6a 分别纳入了三组工作状况变量,考察这些不同维度的工作条件对自评健康的效应;最后,模型 7a 同时纳入所有关于工作状况的变量,综合考察职业地位影响自评健康的具体作用机制。这些模型的拟合结果见表 4。

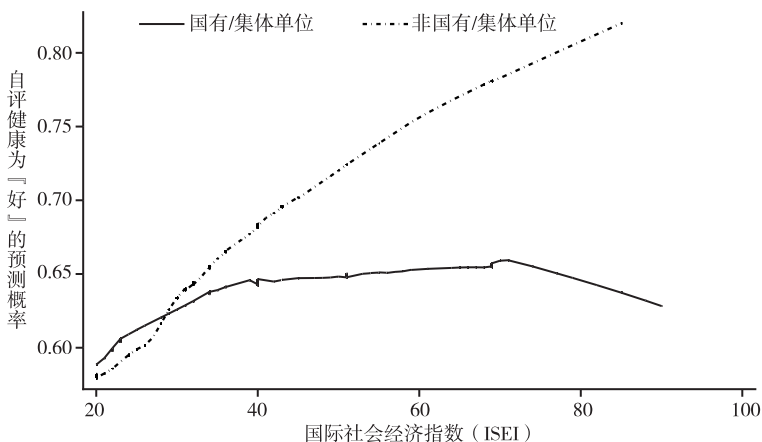
由模型 1a 的结果可见,在控制了被访者年龄和性别后,职业地位对自评健康具有显著的正效应。这与本文的假设 1 相一致,也即职业地位越高者,其自评健康为“好”的可能性也就越大。根据模型拟合结果,职业地位得分(ISEI)每上升 10 分,被访者自评健康为“好”的发生比约增加 6% ($= e^{0.006 \times 10} - 1$)。此外,与以往的研究发现相一致,自评健康状况随年龄增长不断变差,女性的自评健康显著低于男性。

模型 2a 在模型 1a 的基础上加入了单位性质及其与职业地位的交互项,其结果显示,职业地位与单位性质之间存在一定的交互效应,不过仅在 $p < 0.1$ 的统计水平上显著($p = 0.08$)。按照这一结果,在非国有和集体单位中,职业地位得分每上升 10 分,被访者自评健康为“好”的发生比约增加 13% ($= e^{0.012 \times 10} - 1$);与之相比,在国有/集体单位中,职业地位得分每上升 10 分,被访者自评健康为“好”的发生比仅增加 3% ($= e^{(0.012 - 0.009) \times 10} - 1$),与本文的假设 2 基本一致。

考虑到职业地位与健康的关系可能受到教育、收入、户口性质、健康行为等混淆变量的影响,我们在模型 2a 的基础上纳入这些变量,以检验上述结果的稳健性。^① 模型 3a 的结果显示,控制了这些可能的混淆变量后,职业地位、单位性质与自评健康的关系与模型 2a 仍保持一致。如下图所示,在国有/集体单位中,随着职业地位的提升,自评健康为“好”的预测概率呈缓慢的上升趋势;与之相比,在非国有/集体单位中,自评健康为“好”的概率随着职业得分的提高迅速上升。这一结果与既有研究中关于收入的单位分割的模式基本一致,在国有或集体单位中,往往单位内部员工之间的收入分配更为平均,收入差距更多表现为单位之间的差距(王天夫、王丰,2005)。此外,模型 3a 的结果还表明,非农户口者的自评健康显著低于农业户口者;教育和收入均对自评健康具有明显的促进效应,其中受教育年限越长、收入越高的被访者,

① 我们还尝试控制了地区和行业差异等因素,所得结果与文中报告的结果基本一致,篇幅所限,此处从略。感兴趣的读者可直接向作者索取。

自评健康状况为“好”的可能性更大。在控制了上述因素的影响后,性别、是否吸烟、饮酒对自评健康的效应不再显著。



职业地位和单位性质对自评健康的交互效应图

接下来,我们进一步考察职业地位影响自评健康的作用机制。其中,模型 4a 至模型 6a 分别依次纳入反映工作状况的诸变量,对假设 3 进行检验。对比这些模型与模型 3a 的结果可见,在加入相应工作状况变量之后,职业地位的回归系数均不再显著,说明职业地位对个体自评健康的影响主要是通过工作状况发挥作用。这为假设 3 提供了实证支持,即在职业影响个体健康的过程中,工作状况充当了重要的介导机制。具体而言,模型 4a 的结果显示,被访者的自评健康随加班时间的增加而明显变差。平均月加班时间每增加 1 小时,被访者自评健康为“好”的发生比约减少 0.3% ($= 1 - e^{-0.003}$),表明超时工作对个人健康具有显著的消极影响,这与本文的假设 3.1(加班劳动假设)相一致。此外,与未接触任何职业危害因素的人相比,那些接触但积极采取防护的人,自评健康为“好”的发生比下降约 20% ($= 1 - e^{-0.228}$),而对于很少采取防护措施的人,其发生比则下降约 27% ($= 1 - e^{-0.309}$),这对本文的假设 3.2 提供了实证支持。

本文的假设 3.3(工作要求与控制假设)在模型中仅得到了部分支持。模型 5a 的结果表明,工作控制对自评健康具有一定的促进作用 ($p < 0.1$),个人在工作控制上的因子得分每增加 1 个单位,其自评健

康为“好”的发生比约增加7% ($=e^{0.066} - 1$)。相比之下,强体力工作要求对自评健康具有显著的负面影响,而脑力工作要求的效应则不显著。具体而言,体力工作要求每上升1个单位,被访者自评健康为“好”的发生比大约下降8%。

模型6a在模型3a的基础上纳入了职业医疗保险和工作回报得分。结果显示,在控制了模型中其他因素的影响后,是否拥有职业医疗保险对健康无显著影响,这与本文的假设3.4并不一致。不过,被访者感知的工作回报是影响其自评健康的重要因素。工作回报得分每上升1个单位,被访者自评健康为“好”的发生比就大幅提升39% ($=e^{0.328} - 1$)。因此,本文的假设3.5得到了支持。

最后,模型7a同时纳入了所有工作状况变量。与前面的模型结果相比,加班劳动、工作环境和工作回报得分的相应效应依然保持显著,而代表工作要求与控制诸变量的效应均不再显著。究其原因,这很可能与本研究中的相关测量不够完备有关。例如,“工作要求—控制”模型中对工作要求的界定包括了负荷、强度、紧张性、冲突性多个维度(Karasek, 1979),而本研究受数据所限,在测量中偏重于负荷和强度,由此可能带来偏差,无法全面反映其对健康的影响。

表4 职业地位和工作状况影响自评健康的Logit模型 N = 3940

变量	模型1a	模型2a	模型3a	模型4a	模型5a	模型6a	模型7a
年龄	-0.050 *	-0.045 *	-0.048 *	-0.046 *	-0.043 *	-0.037 +	-0.036 +
年龄平方/100	0.011	0.007	0.016	0.010	0.010	-0.003	-0.007
女性	-0.215 **	-0.219 **	-0.039	-0.080	-0.071	-0.072	-0.105
ISEI	0.006 **	0.012 **	0.008 *	0.005	0.006	0.005	0.003
国有/集体单位		0.295	0.272	0.176	0.240	0.293	0.203
国有/集体单位 × ISEI		-0.009 +	-0.008 +	-0.006	-0.007	-0.009 +	-0.007
非农户口			-0.260 **	-0.278 **	-0.260 **	-0.268 **	-0.286 **
饮酒			0.094	0.094	0.090	0.106	0.105
吸烟			0.056	0.069	0.060	0.061	0.073
教育年限			0.023 *	0.022 +	0.021 +	0.018	0.018
收入(对数)			0.303 ***	0.319 ***	0.285 ***	0.213 **	0.226 **
加班劳动时间			-0.003 *			-0.003 *	

续表 4

变量	模型 1a	模型 2a	模型 3a	模型 4a	模型 5a	模型 6a	模型 7a
工作环境(参照组: 未接触职业危害)							
接触有保护				-0.228 *			-0.136
接触未保护				-0.309 ***			-0.226 **
体力工作要求					-0.082 *		-0.007
脑力工作要求					-0.008		-0.020
工作控制					0.066 +		0.028
职业医疗保险						0.092	0.114
工作回报得分						0.328 ***	0.305 ***
截距	2.273 ***	1.967 ***	1.494 **	1.778 ***	1.550 ***	1.642 ***	1.839 ***
对数似然值(df)	-2437.8 (4)	-2435.7 (6)	-2421.7 (11)	-2410.0 (14)	-2417.2 (14)	-2380.6 (13)	-2373.7 (19)

注: + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

为了更精确地反映工作状况在职业影响健康的过程中所起到的中介效应,我们还尝试对不同工作状况变量在解释职业地位和自评健康关系中的相对贡献进行了分解。表 5 给出了采用 KHB 方法进行效应分解的结果。首先,我们在模型 3a 的基础上,先单独纳入每个工作状况变量,考察其所能够解释的职业效应的比例,然后再同时纳入所有中介变量计算其共同解释的比例。KHB 分解的结果显示,单就每个中介变量而言,工作回报得分可以解释职业对自评健康的效应的 31%,工作环境大约可以解释 24%,体力劳动要求可以解释将近 23%。此外,工作控制也可以解释相应效应的 10%,加班劳动可以解释的比例约占 7%。

当把所有工作状况变量都纳入模型时(模型 7a),这些变量总共解释了职业对自评健康的效应的 56.8%。由于部分工作状况变量之间存在一定的相关性,各个变量的解释力出现了一定的变动,尤其是体力工作要求和工作控制的解释比例下降非常明显。其中,在总模型中相对贡献较大的依次为工作回报得分(30%)、工作环境危害性(15%)和加班劳动时间(6%)。

表5 关于职业对自评健康的效应的 KHB 分解结果

变量	ISEI 系数 初始值	ISEI 系数 调整值	单独解释 比例(%)	共同解释 比例(%)
总模型(模型 7a)	0.008	0.003	—	56.8
加班劳动时间	0.008	0.007	7.4	5.7
工作环境(参照组:未接触职业 危害)	0.008	0.006	24.3	15.3
接触有保护	—	—	12.4	6.9
接触未保护	—	—	11.9	8.4
体力工作要求	0.008	0.006	22.8	1.9
脑力工作要求	0.008	0.008	-4.7	-4.3
工作控制	0.008	0.007	10.4	4.2
职业医疗保险	0.008	0.008	3.1	4.5
工作回报得分	0.008	0.006	31.0	30.0

(二) 职业对工伤和职业病的影响

考虑到健康概念的多维性及其测量的复杂性,在检验了职业与自评健康关系的基础上,我们还使用另外两项更为具体的健康指标——工伤和职业病对上述研究结论进行比较验证。

表6给出的是职业地位和工作状况对发生工伤的影响。由模型1b的结果来看,与上述自评健康的情况相一致,职业地位得分越高的劳动者所面临的工伤风险越低。不过,与前文结果不同的是,职业地位与单位性质对发生工伤的交互效应并不显著(参见模型2b)。此外,控制了模型中其他变量后,女性发生工伤的可能性显著低于男性,非农户口者发生工伤的可能性低于农业户口者,受教育年限越长发生工伤的可能性显著越低(参见模型3b)。这些模式显然与不同社会特征群体所从事工作的性质和危险程度密切相关。

由模型4b结果可见,在引入了工作状况诸变量之后,职业地位和单位性质对工伤的效应均不再显著。也即,工作状况的差别在相当程度上解释了职业对工伤的影响。具体而言,工作环境的危险性大、工作要求高(尤其是体力工作要求)和工作回报低是导致工伤发生的重要因素。令人意外的是,按照该模型结果,工作控制高的职业群体发生过工伤的可能性明显更高,这可能反映了某种反向因果关系的影响,也即部分人群在发生工伤后无法从事常规劳动而转岗到相对清闲的管

理岗位,这点尚有待于后续进一步的研究。^①

关于职业地位影响工伤的 KHB 效应分解结果显示,工作状况诸变量共解释了职业地位对工伤的总效应的 47.2%,其中相对贡献较大的依次为体力劳动要求、工作环境与职业危害、脑力工作要求、工作控制以及工作回报得分。

表 7 给出了关于职业病的模型拟合结果。如前文所述,不同特征群体所面临的职业病类型和严重程度可能差别很大,故对此部分结果的解读应当慎重。模型 1c 的结果显示,控制了被访者年龄和性别后,职业地位越高者自报患有职业病的可能性也越大,这与上文关于自评健康和工伤的分析结果正好相反。由模型 3c 的结果可知,职业地位与职业病的关系在不同单位性质之间表现出一定的差异性。虽然在国有/集体单位中劳动者自报患过职业病的发生比更低,但职业得分与职业病的正向关系也更为明显,也即在国有或集体单位中高职业地位群体更倾向于报告患有职业病。控制了模型中其他变量之后,职业病的发生随年龄呈明显的先增后减趋势,非农户口者发生职业病的可能性高于农业户口者,受教育年限越长发生职业病的可能性也越大。

此外,模型 4c 的结果表明,在引入工作状况等变量后,职业地位和单位性质的效应均不再显著。具体而言,工作环境的危害性、体力或脑力工作要求高以及工作回报得分低都会导致职业病发生风险更高。KHB 效应分解结果表明,工作状况诸变量共解释了职业地位对职业病的总效应的 39.5%,其中相对贡献较大的依次为工作环境与职业危害、体力工作要求以及脑力工作要求。

表 6 职业地位和工作状况影响工伤的 Logit 模型 N = 3940

变量	模型 1b	模型 2b	模型 3b	模型 4b
年龄	0.029	0.027	0.031	0.005
年龄平方/100	-0.039	-0.037	-0.048	-0.008
女性	-1.103 ***	-1.100 ***	-1.005 ***	-0.818 ***
ISEI	-0.026 ***	-0.026 ***	-0.015 *	-0.007
国有/集体单位		0.183	0.588	0.612

① 通过对 CLDS 职业细类的进一步分析发现,体力监工群体自报出现过工伤的比例(约 21%)大大高于普通劳动者,同时该群体的工作控制得分也较高。这可能意味着在部分体力劳动职业中,经历工伤者会被安排去从事一些相对劳动负荷较低的管理工作。

续表6

变量	模型 1b	模型 2b	模型 3b	模型 4b
国有/集体单位 × ISEI		-0.003	-0.006	-0.008
非农户口			-0.363 *	-0.371 *
饮酒			-0.036	-0.081
吸烟			0.157	0.143
教育年限			-0.061 ***	-0.056 **
收入(对数)			0.182	0.179
加班劳动时间				-0.001
工作环境(参照组: 未接触职业危害)				
接触有保护			0.700 ***	
接触未保护			0.384 **	
体力劳动要求				0.290 ***
脑力劳动要求				0.144 *
工作控制				0.153 *
职业医疗保险				0.160
工作回报得分				-0.198 **
截距	-1.472 *	-1.469 *	-1.516 *	-1.993 *
对数似然值(df)	-1084.9(4)	-1084.7(6)	-1071.3(11)	-1030.7(19)

注: * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。

表7 职业地位和工作状况影响职业病的 Logit 模型 N = 3940

变量	模型 1c	模型 2c	模型 3c	模型 4c
年龄	0.198 ***	0.181 ***	0.161 ***	0.134 ***
年龄平方/100	-0.259 ***	-0.243 ***	-0.214 ***	-0.165 ***
女性	-0.019	-0.007	0.053	0.250 +
ISEI	0.018 ***	0.010 *	-0.001	0.004
国有/集体单位		-0.012	-0.478	-0.307
国有/集体单位 × ISEI		0.008	0.013 *	0.008
非农户口			0.343 **	0.378 **
饮酒			-0.002	-0.031
吸烟			0.034	-0.054
教育年限			0.034 *	0.037 *
收入(对数)			0.149	0.162
加班劳动时间				0.002

续表 7

变量	模型 1c	模型 2c	模型 3c	模型 4c
工作环境(参照组: 未接触职业危害)				
接触有保护				0.872 ***
接触未保护			0.883 ***	
体力劳动要求				0.129 *
脑力劳动要求				0.316 ***
工作控制				0.093 +
职业医疗保险				0.062
工作回报得分				-0.307 ***
截距	-6.075 ***	-5.497 ***	-5.399 ***	-6.038 ***
对数似然值(df)	-1579.7(4)	-1573.4(6)	-1559.8(11)	-1461.8(19)

注: + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

五、总结与讨论

本文主要探讨了当前中国社会中职业地位与劳动者健康之间的关系。我们首先比较了各职业群体在健康和工作状况上的差异,并在此基础上对职业影响劳动者健康的具体路径进行了实证分析。通过本文的研究,我们发现:首先,不同职业群体在各项健康指标,包括自评健康、工伤和职业病方面都存有明显差异。随着职业地位的提升,自评健康为“好”的可能性明显增加,发生工伤的可能性大大降低,这与许多社会中普遍存在的关于社会经济地位的健康分层现象是一致的。即便在控制了户口、教育、收入等可能的混淆变量后,职业地位对健康依然具有显著的独立效应。

其次,不同职业群体在一系列工作状况上存在显著差异,职业地位对健康的影响在很大程度上是通过工作状况的差异实现的。这体现了职业分化作为一种宏观的结构性力量,通过对工作中一系列风险和资源的分配规限了各职业阶层的工作空间,形塑了劳动者的工作行为特征,进而作用于个人的健康状况。根据 KHB 效应分解的结果,工作状况大致可以解释职业地位对健康的总效应的一半左右。综合来看,工作环境中的职业危害、高强度工作负荷(尤其是高体力要求)以及工作所带来的主观回报是职业地位影响健康的最为重要的作用路径。这表

明,职业作为现代社会活动的核心,通过多重路径作用于劳动者的健康。一方面,与相对成熟的西方社会不同,中国社会由于受快速工业化和社会转型的影响,工作环境与职业安全仍然严重威胁着劳动者健康。另一方面,源于西方的“工作要求—控制”模型和“付出—回报不平衡”理论在本研究中也分别得到了相当的经验支持。不过,与其他国家经验研究中发现工作控制对职业健康的影响更为突出相比(Marmot et al., 1997),在中国社会中体力工作要求高仍然是导致劳动者健康受损、工伤频发的重要诱因,这可能与中国现有的经济结构和发展阶段有关。此外,职业作为一种劳动付出,需要得到相应的回报以维持劳动者的社会心理平衡。当然,这种回报并不仅指物质报偿,还包括工作的安全性和稳定性、受尊重的程度、晋升机会甚至自我实现感。随着中国产业结构的升级和转型,这种职业影响健康的社会心理机制的相对重要性可望进一步上升。

再次,针对自评健康的分析结果显示,职业地位对劳动者健康的影响在一定程度上受到了单位性质的调节。研究发现,与国有/集体部门相比,职业地位对劳动者自评健康的效应在非国有/集体部门中明显更强。由此可见,单位分割作为当前中国社会分层的一种重要机制,同样渗透到了职业地位对个人健康的作用过程中。在国有和集体部门,单位对不同职业群体之间的健康分化起到了一定的抑制作用,在一定程度上保持了部门内部相对平等的健康状况。与之相比,在非国有部门中,劳动者健康的职业分化更为严重,这与既有的研究发现(Su et al., 2000; Zhang et al., 2010)相一致。因此,在关注中国社会的劳动者健康时,尤需注意私营企业和小规模企业中的劳动者权益问题。不过,单位的这种调节作用在对工伤和职业病的分析中并未得到验证。

最后,与自评健康和工伤的情况不同,职业病的发生在不同职业地位群体中并不存在明显的梯度现象。以往研究多关注职业底层群体的职业病情况,而本研究的结果则表明,职业地位较高的群体患职业病的风险同样突出。这反映了不同职业群体在高强度劳动过程中都可能造成健康损耗,只不过不同工作性质下劳动者所面临的风险类型存在差别。因此,除了关注体力劳动群体所面临的尘肺病和中毒等致命性职业病之外,我们也应对其他职业群体的健康状况予以重视。虽然困扰很多白领群体的颈椎、腰椎等疾病本身并不致命,但是它们同样会对相应群体的工作效率和生活质量产生严重的负面后果。当然,职业病的

类型和严重程度具有很大的异质性,这也提醒我们有必要在后续调查中改进相应测量方式,以使结果更具可比性。

需要指出的是,受数据资料的局限,本研究仍存在一些不足。首先,本研究采用截面数据,未能对职业与健康关系的性质做进一步的检验,文中所展现的职业与健康的关系可能部分来自健康对职业的选择性影响。^①其次,研究中关于健康和工作状况的信息都来自于个人主观自评,这可能在一定程度上影响测量的效度。不过,以往研究发现,个人自报的工作状况与专家对其工作状况的外部评价具有很强的关联性(Theorell et al., 1998)。最后,受数据信息的限制,本研究对工作状况的考察仍存在局限,例如对工作要求的测量不够全面,对工作“付出—回报不平衡”理论未能进行完整的检验。这些有待于后续研究在上述方面加以推进,为探索中国社会中职业分层与个人健康的关系,促进劳动者健康平等做出新的贡献。

参考文献:

- 胡安宁,2014,《教育能否让我们更健康?基于2010年中国综合社会调查的城乡比较研究》,《中国社会科学》第5期。
- 焦开山,2014,《健康不平等影响因素研究》,《社会学研究》第5期。
- 李汉林,2007,《转型社会中的整合与控制——关于中国单位制变迁的思考》,《吉林大学社会科学学报》第4期。
- 李路路、苗大雷、王修晓,2009,《市场转型与“单位”变迁——再论“单位”研究》,《社会》第4期。
- 李路路、秦广强、陈建伟,2012,《权威阶层体系的构建——基于工作状况和组织权威的分析》,《社会学研究》第2期。
- 刘林平、郑广怀、孙中伟,2011,《劳动权益与精神健康——基于对长三角和珠三角外来工的问卷调查》,《社会学研究》第4期。
- 齐良书,2006,《收入、收入不均与健康:城乡差异和职业地位的影响》,《经济研究》第11期。
- 齐亚强,2014,《自评一般健康的信度和效度分析》,《社会》第6期。
- 王绍光,2005,《政策导向,汲取能力与卫生公平》,《中国社会科学》第6期。
- 王天夫、王丰,2005,《中国城市收入分配中的集团因素:1986-1995》,《社会学研究》第3期。
- Adler, N. E. & J. M. Ostrove 1999, "Socioeconomic Status and Health: What We Know and What We Don't." *Annals of the New York Academy of Sciences* 896(1).
- Andersen, R. & J. F. Newman 2005, "Societal and Individual Determinants of Medical Care

① 为部分排除这种选择性影响,我们还根据 CLDS 中的工作史信息,将职业类型曾发生变动者从样本中剔除,重新进行回归分析,所得结果与本文报告的结果基本一致。

- Utilization in the United States. ” *Milbank Quarterly* 83(4).
- Breen, R. , K. B. Karlson & A. Holm 2013, “Total, Direct, and Indirect Effects in Logit and Probit Models. ” *Sociological Methods & Research* 42(2).
- Chen, F. , Y. Yang & G. Liu 2010, “Social Change and Socioeconomic Disparities in Health over the Life Course in China: A Cohort Analysis. ” *American Sociological Review* 75(1).
- Chen, M. & A. Chan 2010, “Occupational Health and Safety in China: The Case of State-Managed Enterprises. ” *International Journal of Health Services* 40(1).
- Ganzeboom, H. B. , P. M. De Graaf & D. J. Treiman 1992, “A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status. ” *Social Science Research* 21(1).
- Hauser, R. M. & J. R. Warren 1997, “Socioeconomic Indexes for Occupations: A Review, Update, and Critique. ” *Sociological Methodology* 27(1).
- Idler, E. L. & Y. Benyamini 1997, “Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. ” *Journal of Health and Social Behavior* 38(1).
- Karasek, R. 1979, “Job Demands, Job Decision Latitude, and Mental Strain: Implications for Job Redesign. ” *Administrative Science Quarterly* 24.
- Kristensen, T. S. 1995, “The Demand-Control-Support Model: Methodological Challenges for Future Research. ” *Stress Medicine* 11(1).
- Kristensen, T. S. , V. Borg & H. Hannerz 2002, “Socioeconomic Status and Psychosocial Work Environment: Results from a Danish National Study. ” *Scandinavian Journal of Public Health* 30.
- LaDou, J. 2003, “International Occupational Health. ” *International Journal of Hygiene and Environmental Health* 206(4).
- Landsbergis, P. A. 2010, “Assessing the Contribution of Working Conditions to Socioeconomic Disparities in Health: A Commentary. ” *American Journal of Industrial Medicine* 53.
- Leigh, J. , P. Macaskill, E. Kuosma & J. Mandryk 1999, “Global Burden of Disease and Injury Due to Occupational Factors. ” *Epidemiology* 10(5).
- Leonard, C. , N. Fanning, J. Attwood & M. Buckley 1998, “The Effect of Fatigue, Sleep Deprivation and Onerous Working Hours on the Physical and Mental Wellbeing of Pre-Registration House Officers. ” *Irish Journal of Medical Science* 167(1).
- Marmot, M. G. 2004, *The Status Syndrome: How Social Standing Affects Our Health and Longevity*. New York: A Holt Paperback.
- Marmot, M. G. , H. Bosma, H. Hemingway, E. Brunner & S. Stansfeld 1997, “Contribution of Job Control and Other Risk Factors to Social Variations in Coronary Heart Disease Incidence. ” *The Lancet* 350.
- Qiao, Y. , P. R. Taylor, S. Yao & M. S. Tockman 1997, “Risk Factors and Early Detection of Lung Cancer in a Cohort of Chinese Tin Miners. ” *Annals of Epidemiology* 7(8).
- Schrijvers, C. & H. D. van de Mheen 1998, “Socioeconomic Inequalities in Health in the Working Population: The Contribution of Working Conditions. ” *International Journal of Epidemiology* 27(6).

- Siegrist, J. 1996, "Adverse Health Effects of High Effort / Low Reward Conditions." *Journal of Occupational Psychology* 1(1).
- Siegrist, J. & M. Wahrendorf 2016, *Work Stress and Health in a Globalized Economy: The Model of Effort-Reward Imbalance*. Switzerland: Springer.
- Sokejima, S. & S. Kagamimori 1998, "Working Hours as a Risk Factor for Acute Myocardial Infarction in Japan: Case-Control Study." *British Medical Journal* 317(7161).
- Su, Z., S. Wang & S. P. Levine 2000, "National Occupational Health Service Policies and Program for Workers in Small-Scale Industries in China." *American Industrial Hygiene Association* 61(6).
- Theorell, T., A. Tsutsumi & J. Hallquist 1998, "Decision Latitude, Job Strain, and Myocardial Infarction: A Study of Working Men in Stockholm." *American Journal of Public Health* 88(3).
- Winkleby, M. A., D. E. Jatulis, E. Frank & S. P. Fortman 1992, "Socioeconomic Status and Health: How Education, Income, and Occupation Contribute to Risk Factors for Cardiovascular Disease." *American Journal of Public Health* 82(6).
- Yu, S., G. Gu, W. Zhou & S. Wang 2008, "Psychosocial Work Environment and Well-Being: A Cross-Sectional Study at a Thermal Power Plant in China." *Journal of Occupational Health* 50(2).
- Yu, S., A. Nakata, G. Gu, N. G. Swanson & S. Wang 2013, "Job Strain, Effort-Reward Imbalance and Neck, Shoulder and Wrist Symptoms among Chinese Workers." *Industrial Health* 51.
- Yu, W., I. Yu, Z. Li & S. Xie 2012, "Work-Related Injuries and Musculoskeletal Disorders among Factory Workers in a Major City of China." *Accidental Analysis and Prevention* 48.
- Zhang, X., Z. Wang & T. Li 2010, "The Current Status of Occupational Health in China." *Environmental Health and Preventive Medicine* 15(5).

作者单位:中国人民大学社会与人口学院(梁童心、齐亚强)
中山大学社会学与人类学学院(叶华)

责任编辑:杨 可