

就业质量、社会信任与农民工主观幸福感研究

张经纬¹,陈 志²,丁士军³

(1.中南财经政法大学 工商管理学院,湖北 武汉 430073;

2.湖北省社会科学院 经济研究所,湖北 武汉 430060;

3.中南财经政法大学 公共管理学院,湖北 武汉 430073)



摘要 提升农民工主观幸福感,对我国全面建成小康社会具有助推作用。基于 2015 年 CGSS 数据构建 o-logit 模型考察农民工就业质量、社会信任对主观幸福感的主效应与交互效应,并使用工具变量法消除了研究可能存在的内生性问题。结果表明:(1)农民工就业质量能显著影响主观幸福感。高工作回报、短工作时间、自由的工作环境、明确的工作保障、稳定的工作状态是农民工获得幸福的重要渠道。(2)社会信任程度较高的农民工,其主观幸福感也相对较高。(3)农民工的工作回报、工作时间与对邻居、亲戚、一起参加业余活动人士的信任度存在交互效应,表现为农民工对邻居、亲戚的信任能够增强收入对主观幸福感的正向影响;对邻居、一起参加业余活动人士的信任则能够缓解工作时间对主观幸福感的负面影响。提出政府应从加大维护农民工收入、社会保障力度,丰富农民工精神生活等多个方面入手,提高农民工群体的幸福感。

关键词 农民工;主观幸福感;就业质量;社会信任

中图分类号:C 971 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)02-0128-10

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.02.015

人类的发展历程也是追求幸福的历程。党的十九大报告指出,“在中国特色社会主义新时代,我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”。人民对幸福的定义不再局限于解决温饱问题,而是包含了满足精神需要、实现个人身心全面发展等更多样更高级的内容。改革开放以来,我国经济社会快速发展,大量农民工流入城市,为国家现代化建设作出巨大贡献。国家统计局相关数据显示,2019 年我国农民工总量为 29077 万人,比 2018 年增长 0.8%。其中外出农民工 17425 万人,比 2018 年增长 0.9%^①。习近平总书记多次强调,要不断增强人民的获得感、幸福感和安全感。农民工作为城市中的弱势群体,其主观幸福感与我国民生工作密切相关。解决农民工这一庞大群体在城市化过程中面临的住房、就业和社会信任等问题,提升农民工主观幸福感,对我国全面建成小康社会具有助推作用。

长期以来,学术界对幸福感的测量与影响因素展开了多学科、多层次的广泛研究,对其内涵及外延已形成了较为充分的认识。幸福感可以指一个人对生活质量的满意度,也可以是体验到的情绪^[1-2]。对主观幸福感的研究一般可归结为以幸福为因变量,以人口社会学因素、经济因素、社会制度因素为主要自变量的函数分析。就业质量与社会资本是上述因素的重要组成部分,也是经济学、社会学领域的研究热点。从时间配置维度看,人的活动可分为工作时间、个人护理与闲暇时间^[3]。一方面,农民工通过工作获取收入以维持生计;另一方面,在闲暇时间内,农民工通过社会交往实现信息交换、建立人际信任和满足心理需求。已有研究多聚焦城市居民或老年人,以农民工为研究对象的社会资本与主观幸福感关系分析相对较少,重点考察农民工社会信任因素的研究更是匮乏。农民工与城

收稿日期:2020-12-01

基金项目:国家自然科学基金项目“新型城镇化背景下进城农民工家庭生计转型:基于可持续生计框架”(71673303)。

① 数据来源于《中华人民共和国 2019 年国民经济和社会发展统计公报》,国家统计局,2020 年 2 月 28 日,http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202002/t20200228_1728913.html.

市居民、老年人在人力资本、社会资本、工作特征等方面存在较大的差异,导致各群体提升主观幸福感的主要路径有所不同,已有研究所取得的经验不一定适用于农民工群体。另外,已有研究较少将社会信任分解为面对不同对象的信任度指标,这难以反映农民工不同维度的信任与主观幸福感的关系。单一考虑就业质量或社会信任对主观幸福感的影响容易遗漏变量,也会忽视就业质量与社会信任的交互作用。因此有必要联合农民工就业质量与社会信任对主观幸福感展开研究,完善农民工主观幸福感的影响机制。因此,本研究基于农民工就业质量、社会信任视角,探讨上述因素对主观幸福感的影响,并提出相应的政策建议。

一、文献回顾与研究假设

1. 农民工就业质量对主观幸福感的影响

“就业质量”概念由国际劳工组织提出的“体面劳动”衍生而来,主要用于综合反映劳动者的就业状况。目前学术界尚未形成统一的就业质量测度指标,但学者们基本上以工资收入、就业流动性、劳资关系、工作环境、社会保障等维度构建就业质量指标^[4-6]。收入是推动农民工走出乡村流入城市的重要因素之一,其对农民工幸福感的影响备受关注。基于“Easterlin悖论”^①引发的思考与讨论,学者们意识到考察收入对幸福感的影响时应注意将收入区分为绝对收入与相对收入,但对于收入与幸福感的关系尚未形成一致的结论。卿石松等研究发现,绝对收入和相对收入都是幸福感的决定因素^[7];黄祖辉等则基于CHIP调查数据发现,农民工与城市居民间的收入差距过大会损害幸福感^[8]。

除了收入,就业流动性、就业环境、社会保障也是影响农民工幸福感的重要因素。已有研究显示,由于农民工人力资本不足、工作流动性过大,农民工将会延长劳动时间,以牺牲休息、娱乐、学习作为代价换取稳定的工作及收入,而过长的劳动时间对农民工的身心健康及主观幸福感造成严重损害^[9-10],不利于农民工提升人力资本。社会保障不仅为降低农民工的城市生活风险提供制度支持,还具有为农民工提供“市民身份”的功能,农民工被纳入社会保障范围内后,会显著提高主观幸福感^[11]。

马斯洛需求层次理论指出,“当一个人满足了较低层次的需求后,会提高需求的层次,希望满足更高级别的需求”。因此,农民工在获得较为稳定的工作与收入后,将会向缩短劳动时间、提高工作自由度等方面提出要求,从而提高个人福利乃至主观幸福感。由此可见,高质量的就业情况是农民工获取幸福感的重要来源之一。基于此,本研究提出第一个研究假设及其子假设:

H₁: 就业质量对农民工主观幸福感有显著影响;

H_{1.1}: 工作收入对农民工主观幸福感有显著正向的影响;

H_{1.2}: 劳动时间对农民工主观幸福感有显著负向的影响;

H_{1.3}: 获得社会保障的农具有更多的幸福感。

2. 农民工社会信任对主观幸福感的影响

经济学、社会学、心理学等学科长期将社会信任作为研究热点,并从不同的视角探讨社会信任与社会变迁的相互关系。社会信任反映了人对陌生人或社会上大多数人的信任,是社会资本的重要组成部分^[12],也是衡量社会和谐程度的一个重要指标。

学术界通常用“一般来说,您认为大多数人是可以信任的,还是要和人相处越小心越好?”作为度量人们社会信任的核心设问,单一维度的度量方法不能充分体现社会信任的复杂内涵^[13]。国内学者基于人际交往的性质与关联,将社会信任分为特殊信任与普遍信任。特殊信任是建立在血缘、亲情或友情之上的信任,而普遍信任则是对自己所属团体之外的陌生人的信任^[14]。通过将社会信任分解为多个不同维度的指标,能够实现对社会信任的多方面解读,但无法在不同研究之间直接比较社会信任总量。因此,不同研究主题应根据各自需要选择社会信任的度量方式。

已有研究表明,社会信任对社会发展具有重要意义;从社会经济角度看,社会信任能够推动经济

① “Easterlin悖论”是指二战后美、日等发达国家的国民幸福程度并没有随着平均收入的增加相应提升。Easterlin最早发现该现象,故以此命名。

增长^[15-16]、降低契约成本、提高交易效率和规模、营造更好的就业环境与创业文化^[17]；从人口流动角度看,社会信任对人口流动存在两面性:在中国农村,人和人之间形成的社会信任一定程度上阻碍了劳动力向外流动,但市场化程度达到一定水平后,社会信任则起到促进劳动力流动的作用^[18-19]；对于流入异地的外来人口而言,社会信任增进了他们的权力平等感,并在一定程度上降低市民化的社会成本^[20]。此外,社会信任还与农民工的健康、行为决策密切相关:陈其进等研究发现,农民工的信任倾向能够预测其心理健康水平^[21]；越信任他人、自评健康水平越高的农民工,其行为决策往往更喜好风险^[22-23]。

农民工流入城市后必然面临社会资本重构所带来的困境。相比于农村的低隐私、同质性的人格化社会,城市则是以高隐私、异质性为代表的非人格化社会。在城乡二元体制下,大部分农民工的经济社会地位低于城市居民,农民工通过在城市的社会交往转化为私人关系和社会资本的难度巨大,城市文化观念带来的冲击一定程度上造成农民工心理上的不适,形成紧张的城乡人际关系,降低了他们的社会信任水平,进而降低他们的主观幸福感^[24-25]。此外,已有研究还发现,低质量的就业会损害人们的社会信任感,而社会信任则影响人们的就业决策,进而影响就业质量^[26-27]。风险理论指出,是否信任他人依赖于施信者掌握的资源种类与数量:高工作回报、短工作时间能够使农民工对他人失信概率作出更准确的估计,同时提高承受他人失信造成损失的阈值;而信任能够降低交易成本,提高工作效率,上述分析说明农民工的工作回报、工作时间可能与社会信任存在交互效应。基于此,本研究提出第二个研究假设及其子假设:

H₂: 社会信任对农民工主观幸福感具有显著影响;

H₂₋₁: 农民工对不同群体的信任度均显著正向影响自身的主观幸福感;

H₂₋₂: 社会信任对农民工主观幸福感的影响还受到就业质量的交互作用。

二、数据来源、变量描述与模型选择

1. 数据来源

本研究使用数据源自 2015 年中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)。这是迄今数据最完整的一轮调查,该调查由中国人民大学联合全国各地的学术机构共同执行,调查选取了全国 28 省(市、自治区),共完成个人问卷调查 10968 份。本研究以“年龄在 18 岁以上 60 岁以下且目前的户口登记状况为农业户口/居民户口(以前是农业户口)”为条件筛选出农民工样本,将无效样本剔除后,获得有效样本 1607 个。从样本的年龄分布来看,农民工平均年龄为 40.19 岁,出生于 1980 年以前的农民工占有有效样本的 63.16%,出生于 1980 年以后的农民工占有有效样本的 36.84%;从样本的性别分布来看,男性样本占有有效样本的 58.81%,比女性农民工高出 17.62%;从样本的受教育程度来看,大部分农民工文化水平为初中及以下,占有有效样本的 68.95%。

2. 变量选取与描述性统计

主观幸福感:本文采用对农民工的提问“总的来说,您觉得您的生活是否幸福?”测量主观幸福感,可选项为“非常不幸福”“比较不幸福”“说不上幸福不幸福”“比较幸福”与“非常幸福”,并依次赋值 1~5。有效样本中,农民工的主观幸福感平均值为 3.86,分别有 16.99%、61.05%的农民工感到“说不上幸福不幸福”与“比较幸福”。感到“非常不幸福”“比较不幸福”的农民工占有有效样本的 5.91%。

就业质量:就业质量是一个多维度概念,反映了研究对象的就业状况。基于卢海阳等学者的经验^[4],并考虑到数据的可获得性,将就业质量分为工作回报、工作强度、工作自由程度、工作保障、工作类型共 5 个维度 7 个指标。以农民工上一年工作收入来反映工作回报,并且为了缩小数据波动造成的误差,对该指标取对数;工作强度的测量指标是农民工上周工作小时数及农民工是否同时兼有多份工作;工作自由程度由“自主决定自己工作程度”反映;工作保障涵盖 2 个指标,分别是农民工参加基本医疗保险情况和参加基本养老保险情况;工作类型由“主要工作是否全职”来衡量,当农民工的职业非全职时,变量赋值为 0;农民工职业为全职时,变量赋值为 1。

社会信任:社会信任反映了人与人交往的性质与关系,具有维持人们之间合作的功能^[14,28]。本研究基于数据的可获得性,以农民工分别对邻居、亲戚、同事、一起参加业余活动人士的信任度作为测量指标共同反映农民工的社会信任状况。原数据将信任度共分为“绝大多数不可信”“多数不可信”“可信者与不可信者各半”“多数可信”“绝大多数可信”,并依次赋值1~5;为了降低模型误差,本研究将“绝大多数不可信”“多数不可信”“可信者与不可信者各半”赋值为0,代表“不可信”;同时将“多数可信”“绝大多数可信”赋值为1,代表“可信”。

控制变量:已有研究表明,主观幸福感受性别、年龄、受教育程度等个体因素的影响^[29-31]。为了控制其他变量对主观幸福感的影响,并考虑到年龄对主观幸福感的影响可能呈现“U”型轨迹,本研究以农民工的性别、年龄、年龄的平方除以100、受教育程度、主观身体健康程度、民族、婚姻状况以及政治面貌作为控制变量。其中,受教育程度以小学及以下为参照组;婚姻状况以未婚为参照组。

上述变量的定义及描述性统计结果如表1所示。

表1 变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量符号	定义或赋值	均值	标准差
农民工主观幸福感	y	非常不幸福=1;比较不幸福=2;说不上幸福不幸福=3;比较幸福=4;非常幸福=5	3.864	0.768
性别	x_1	男=0;女=1	0.412	0.492
年龄	x_2	真实值	40.192	11.456
年龄的平方/100	x_3	年龄的平方/100	17.4654	9.647
受教育程度	x_4	小学及以下=1;初中、初中未毕业及中专=2;高中、高中未毕业及大专=3;大学及以上学历=4	2.217	0.925
主观身体健康状况	x_5	很不健康、比较不健康或一般=0;比较健康或很健康=1	0.773	0.419
民族	x_6	汉族=0;少数民族=1	0.060	0.238
婚姻状况	x_7	未婚=1;已婚=2;离异以及丧偶=3	1.910	0.403
政治面貌	x_8	群众=0;中共党员及民主党派人士=1	0.123	0.328
工作回报	x_{10}	上一年劳动收入的对数	10.195	0.877
工作时间	x_{11}	上一周劳动时长	53.132	20.318
自主决定工作程度	x_{12}	很少程度上自主或完全不能自主=0;完全自主或一定程度上自主=1	0.658	0.474
是否参加基本医疗保险	x_{13}	否=0;是=1	0.895	0.307
是否参加基本社会保险	x_{14}	否=0;是=1	0.647	0.478
是否同时兼有多份工作	x_{15}	没有兼职=0;兼职=1	0.052	0.221
是否全职	x_{16}	否=0;是=1	0.861	0.346
对邻居信任度	x_{17}	不可信=0;可信=1	0.742	0.437
对亲戚信任度	x_{18}	不可信=0;可信=1	0.865	0.342
对同事信任度	x_{19}	不可信=0;可信=1	0.617	0.486
对一起参加业余活动人士的信任度	x_{20}	不可信=0;可信=1	0.298	0.458

3. 模型选择

由于被解释变量“农民工主观幸福感”是有序的等级变量,为了考察就业质量和社会信任对农民工主观幸福感的影响,本研究参考陈强^[32]和陈鑫等^[33]的经验,采用有序 logit 模型(o-logit 模型)进行估计。本研究的有序 logit 模型表达式如式(1):

$$P(y=j|X_i) = \frac{1}{1 + \exp(\beta X_i + \epsilon_i)} \quad (1)$$

式(1)中 X_i 为自变量向量, ϵ_i 为随机扰动项, y 为农民工主观幸福感的观测值,分别赋值为1~5。假设 y_i^* 为第 i 个农民工的真实主观幸福感,该值无法直接测量,且符合条件:

$$y_i^* = AX_i + \alpha_i \quad (2)$$

式(2)中, A 为待估参数, α_i 为模型截距。令 u_1, u_2, u_3, u_4 为4个临界点,使得:

$$y = \begin{cases} 1, y^* < u_1 \\ 2, u_1 \leq y^* < u_2 \\ 3, u_2 \leq y^* < u_3 \\ 4, u_3 \leq y^* < u_4 \\ 5, y^* \geq u_4 \end{cases} \quad (3)$$

在得到 α_i 和 A 的参数估计后,测量结果 y 的各个取值概率由式(4)得到。

$$P(y < j | X_i) = \frac{\exp(\beta X_i + \varepsilon_i)}{1 + \exp(\beta X_i + \varepsilon_i)} \quad (4)$$

三、实证结果分析

1. 就业质量、社会信任对农民工主观幸福感的主效应分析

本研究首先建立就业质量对农民工主观幸福感的回归模型,得到模型 1;其次,建立社会信任对农民工主观幸福感的回归模型,得到模型 2;在模型 1 和模型 2 的基础上,建立涵盖就业质量与社会信任的回归模型,即模型 3。各模型拟合结果详见表 2。

(1)就业质量对农民工主观幸福感的影响。模型 1 与模型 3 的回归分析结果表明,工作回报的增加能够有效提升农民工的主观幸福感。由于工作回报变量反映了农民工的绝对收入水平,因此回归结果也说明绝对收入对农民工主观幸福感具有显著正向作用,并未出现“Easterlin 悖论”所指的“财富增加未能带来更多幸福”现象,研究假设 H_{1-1} 得到证实。有国内学者指出,收入对居民幸福感的影响存在“拐点”,只有居民收入越过“拐点”时,其幸福感才会随着收入的增加而降低^[34]。本研究中的农民工年平均收入仅为 38696 元,低于 2014 年全国城镇就业人员的 56360 元^①,农民工的年收入未越过“拐点”。因此,增加绝对收入仍是农民工获取更高幸福感的重要渠道。

在模型 1 与模型 3 中,农民工的工作时间对主观幸福感存在负面影响,农民工的工作时间越长,其主观幸福感越低,研究假设 H_{1-2} 得到证实。我国《劳动法》规定,劳动者平均每周工作不超过 44 小时,但本研究中,农民工平均一周工作时长为 53.13 小时,过长的劳动时间会导致休闲时间偏少,可能对农民工身心健康造成损害。农民工从事兼职工作既增加劳动收入也增加劳动时间,兼职工作对主观幸福感的影响取决于劳动收入与劳动时间的净效应,模型 1 与模型 3 回归结果均说明上述净效应为正向效应,农民工为了获取更多收入而牺牲业余时间从事其他工作,从而提高自身的主观幸福感。

参加基本医疗保险能够显著提升农民工的主观幸福感,这是因为基本医疗保险能够较好地降低农民工应对疾病所付出的成本,改善农民工身体健康状况,进而提升主观幸福感^[35],表 2 的回归结果支持了上述分析。此外,从事全职工作的农民工拥有更高的主观幸福感,这说明工作的稳定性也是农民工获取幸福的来源之一,工作的不稳定会对农民工造成较大的心理压力,影响其主观幸福感,研究假设 H_{1-3} 得到证实。

(2)社会信任对农民工主观幸福感的影响。表 2 的结果显示,农民工对不同群体的平均信任程度从高到低依次为:亲戚>邻居>同事>一起参加业余活动人士;社会信任能够提升农民工的主观幸福感,对邻居、亲戚及一起参加业余活动人士越信任的农民工,其主观幸福感越高,假设 H_{2-1} 得到部分证实;社会信任推动了农民工融入城市,但不同维度的社会信任对农民工主观幸福感的边际作用存在差异:农民工能够从更加亲近的群体中获取更多的幸福感。以上结果说明在城市生活的农民工人际关系具有以血缘、地缘为基础的差序格局特征。注意到农民工对同事信任度的提升并不能显著影响自身主观幸福感,实证结果与假设 H_{2-1} 有所差别,造成该现象的原因可能是农民工与同事血缘、地缘关系相对疏远,两者工作外利益交集较少,但在工作中又可能存在竞争关系。另外,业余活

① 数据来源于《中国统计年鉴(2015)》。

动使农民工的社会关系从人格化关系向非人格化关系过渡,相比于信任亲戚、邻居与同事,农民工信任一起参加业余活动人士能够获得更大的幸福效应,因此不可忽视业余活动对农民工主观幸福感的正面作用。

表 2 就业质量与社会信任对农民工主观幸福感的回归结果

变量	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
就业质量						
工作回报	0.123**	0.063			0.134**	0.067
工作时间	-0.019*	0.005			-0.012*	0.003
自主决定工作程度	0.471***	0.121			0.436***	0.120
是否参加基本医疗保险	0.628***	0.174			0.632***	0.174
是否参加基本养老保险	0.218*	0.118			0.180**	0.119
是否同时兼有多份工作	0.616***	0.236			0.542**	0.231
是否全职	0.287**	0.153			0.292*	0.153
社会信任						
对邻居信任度			0.230*	0.129	0.228*	0.130
对亲戚信任度			0.262**	0.065	0.264**	0.136
对同事信任度			0.140	0.119	0.087	0.122
对一起参加业余活动人士信任度			0.299**	0.117	0.266**	0.120
控制变量						
性别	0.025	0.108	0.004	0.103	0.014	0.108
年龄	-0.160***	0.030	-0.144***	0.033	-0.160***	0.034
年龄的平方/100	0.116***	0.035	0.171***	0.038	0.189***	0.036
受教育程度						
初中、初中未毕业及中专	0.456***	0.141	0.505***	0.137	0.414***	0.141
高中、高中未毕业及大专	0.328**	0.175	0.471***	0.168	0.332*	0.176
大学及以上学历	0.450*	0.224	0.719***	0.206	0.366*	0.224
主观身体健康状况	0.769***	0.127	0.757***	0.124	0.764***	0.127
民族	0.109	0.215	0.032	0.211	0.078	0.2152
婚姻状况						
已婚	0.849***	0.198	0.940***	0.196	0.844***	0.199
离异以及丧偶	0.432	0.318	0.378	0.314	0.384	0.318
政治面貌	0.104	0.175	0.128	0.168	0.039	0.174

注:各变量以最小值选项为参照组;***、**和*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著,标准误为稳健标准误,后表同。

2. 就业质量与社会信任的交互效应分析

王宁等从组织沟通入手,发现人际信任在组织共同与工作投入关系之间起中介作用,该研究一定程度上说明在职场内部,信任是能够影响工作投入的^[36]。类似地,社会信任作为社会资本的重要组成部分并反映农民工的社会态度,是否会影响农民工劳动的投入和产出、从而起到对主观幸福感的交互作用?表2中的模型分别考察了农民工就业质量与社会信任对主观幸福感的影响,并没有考察两者的交互关系。为此,本研究接下来建立就业质量与社会信任的交互项,加入模型中。模型拟合结果如表3所示。

模型拟合结果表明,农民工对邻居以及亲戚信任度能够增强工作回报对主观幸福感的正向影响,假设 H_{2-2} 得到证实。这是因为农民工能够通过亲戚交换信息、相互协助,实现工作与生活中的决策最优。从其他视角来看,工作回报较高的农民工更有可能加大与邻居、亲戚往来的支出,提高与邻居、亲戚间的互信带来的幸福感。田北海等指出,农民工与市民的社会交往以工具性交往为主,情感性交往相对较少^[24]。而表3反映了农民工对邻居及一起参加业余活动人士的信任度均能降低工作时间对主观幸福感的负面影响,两种交互效应中的前者只在模型4(o-logit)中显著。这是因为与邻居、一

起参加业余活动人士互信程度较高的农民工有更大机会获得来自多方面帮助,基于信任基础上的人际交往也给农民工带来心理支持,在工作中表现出良好的状态。考虑到业余活动包含更多的情感交往因素以及表 3 各指标显著性、回归系数的差异,可以认为当前农民工的社会交往仍然以工具性交往为主,但不可忽视情感性交往对农民工主观幸福感的交互作用。

表 3 就业质量与社会信任的交互分析结果

变量	模型 4(o-logit)		模型 5(o-probit)	
	系数	标准误	系数	标准误
工作回报×对邻居信任度	0.016**	0.007	0.016**	0.007
工作回报×对亲戚信任度	0.031*	0.016	0.017*	0.009
工作时间×对邻居信任度	0.003*	0.002	0.002	0.001
工作时间×对一起参加业余活动人士信任度	0.003*	0.001	0.002*	0.002

注:表 3 仅列出影响显著的交互项,引入的其他变量与表 2 一致。

3. 农民工就业质量、社会信任对主观幸福感影响的异质性分析

已有研究表明,农民工在城镇的就业状况存在性别上的差异,表现为女性的就业机会等方面普遍低于男性^[37-38],因此农民工性别差异也许会导致提升幸福感的路径有所不同。表 4 反映了农民工就业质量、社会信任对主观幸福感影响的性别差异。总体上看,就业质量对男性农民工幸福感的影响维度更多、程度更大,而社会信任对女性农民工主观幸福感的影响更加明显。社会背景与家庭内部分工因素能较好地解释上述现象:农民工群体的工作收入与社会地位普遍较低,为了获取更多收入且兼顾对家庭的照料,农民工家庭内部形成分工,男性作为务工的主力,而女性则以务工作为家庭收入的补充。男性农民工在获取收入方面负担更重,因此他们会更希望工作回报、工作强度获得改善;此外,社会上仍然存在忽视女性工作权益现象,这使女性农民工相比于男性更希望参加基本保险,以保障自身的工作权益。群际接触理论指出,增加不同群体之间的接触,能够有效改善群体间的关系^[39]。女性农民工需要在照料家庭成员方面付出更多精力,一定程度上为她们利用休闲时间与不同群体往来提供便利,既提高对外界不同群体的信任度,也通过社会信任获取更多的幸福感。

表 4 农民工主观幸福感影响因素的异质性回归结果

变量	模型 6(男性)		模型 7(女性)	
	系数	标准误	系数	标准误
就业质量				
工作回报	0.177***	0.087	0.023*	0.011
工作时间	-0.010*	0.004	-0.003	0.004
自主决定工作程度	0.406**	0.157	0.465**	0.101
是否参加基本医疗保险	0.411**	0.227	0.998***	0.283
是否参加基本养老保险	0.112	0.109	0.201	0.184
是否同时兼有多份工作	0.796***	0.383	0.788	0.381
是否全职	0.305*	0.195	0.204	0.260
社会信任				
对邻居信任度	0.473**	0.176	0.104**	0.061
对亲戚信任度	0.121	0.230	0.278**	0.051
对同事信任度	0.017	0.163	0.188	0.124
对一起参加业余活动人士信任度	0.315**	0.157	0.190*	0.093

注:模型中引入的控制变量除性别外与表 2 一致。

4. 稳健性检验

为了使回归结果更加稳健,本研究在已采用 o-logit 回归探讨农民工就业质量、社会信任对主观幸福感的主效应的基础上,引入 o-probit 模型及 OLS 模型作为对比。若 o-logit、o-probit 和 OLS 模型的变量显著性没有较大变动,可以认为回归结果是稳健的。稳健性检验结果如表 5 所示。

对比表 2 和表 5 发现,各自变量的显著性基本一致,且系数方向没有变化。可以认为,本研究的模型回归结果是稳健的。

表 5 稳健性检验结果

变量	模型 8(0-probit)		模型 9(OLS)	
	系数	标准误	系数	标准误
就业质量				
工作回报	0.086 *	0.039	0.063 ***	0.025
工作时间	-0.013 *	0.003	-0.007 *	0.001
自主决定工作程度	0.258 ***	0.065	0.161 ***	0.045
是否参加基本医疗保险	0.297 ***	0.098	0.209 ***	0.064
是否参加基本养老保险	0.114 *	0.042	0.062 *	0.033
是否同时兼有多份工作	0.294 **	0.133	0.187 **	0.084
是否全职	0.185 *	0.090	0.170 *	0.058
社会信任				
对邻居信任度	0.138 *	0.073	0.092 **	0.047
对亲戚信任度	0.149 *	0.093	0.125 **	0.060
对同事信任度	0.031	0.068	0.016	0.044
对一起参加业余活动人士信任度	0.154 **	0.066	0.092 **	0.042

注:模型中有关变量已得到控制;各变量以最小值选项为参照组。

5. 内生性问题处理

上述研究结果表明,农民工的劳动时间对其主观幸福感具有显著的负向作用。但由于数据和变量的限制,可能存在农民工为了获取更多幸福感而选择从事劳动时间较短的工作,即样本“自选择”问题。为了降低模型可能存在的内生性问题对估计结果所带来的影响,本研究采用两阶段最小二乘法(2SLS),以解决内生性问题。

本研究设置虚拟变量“工作稳定性”并作为工作时间的工具变量:当农民工的工作单位类型属于“自雇或无单位”“其他”时,“工作稳定性”取值为 0,代表工作不稳定;当工作单位类型属于“公务员或事业单位”“企业”时,“工作稳定性”取值为 1,代表工作稳定。通常而言,公务员、企业等单位的工作时间相对稳定,而自雇、打零工等工作时间不确定性较大。Hausman 检验的 P 值为 0.202,说明工具变量是外生的。

2SLS 第一阶段的回归结果表明,农民工的工作稳定性对工作时间影响系数在 1%水平上显著为正,农民工从事更稳定的工作会显著减少工作时间,工具变量与内生解释变量相关性条件得到满足; F 值为 13.383,高于临界点 10,说明不存在弱工具变量问题。第二阶段的回归结果表明,引入工具变量“工作稳定性”并控制相关变量后,农民工的工作时间对主观幸福感的影响系数在 5%的水平上显著为负,说明过长的工作时间会损耗主观幸福感,见表 6。

表 6 农民工工作时间对主观幸福感影响的 2SLS 回归结果

解释变量	第一阶段(因变量:工作时间)		第二阶段(因变量:主观幸福感)	
	系数	标准误	系数	标准误
工作稳定性	-0.290 ***	0.054	—	—
工作时间	—	—	-0.017 **	0.006
F 值	13.383		—	

注:模型引入的控制变量与表 2 中的一致。

四、结论与启示

本研究基于 2015 年 CGSS 数据,考察了农民工就业质量、社会信任对主观幸福感的主效应和交互效应,得出以下结论:(1)农民工就业质量能够显著提升主观幸福感。收入偏低使农民工群体并没

有出现“Easterlin 悖论”。高工作回报、短工作时间、自由的工作环境、明确的工作保障是农民工获得幸福感的重要渠道。(2)农民工不良健康状况带来的负担会降低主观幸福感,不良健康状况降低幸福感的途径既来自主观感受,也来自恢复健康所带来的经济负担。(3)农民工社会信任对主观幸福感具有显著影响。对邻居、亲戚以及参加业余活动人士的信任度越高,农民工的主观幸福感越强。在城市中参加业余活动是农民工融入非人格化社会的重要渠道。(4)农民工就业质量、社会信任对主观幸福感的影响存在交互效应。对亲戚和邻居的信任能够正向促进工作回报所带来的主观幸福感,对邻居、参加业余活动人士的信任则可以缓解工作时间对主观幸福感造成的负面影响。(5)农民工就业质量与社会信任对主观幸福感的影响均存在性别差异。改善劳动收入、工作时间对男性农民工提升主观幸福感作用更明显;就业质量对女性农民工主观幸福感的影响维度较少,女性农民工更希望基本医疗保险方面的权益得到保障。

基于研究结论,得出了如下政策启示:第一,工作收入目前仍然是影响农民工主观幸福感的重要因素。对于不良企业拖欠工资、恶意压缩员工收入等现象,政府加大打击力度,并不断完善相关的劳动法规,保障农民工及时足额获得劳动报酬,遏制上述现象的发生;除了关注收入问题,政府还需要完善市场机制,营造健康有效的环境,增加对农民工职业培训、自主创业的投入,为农民工高质量、多途径就业提供支持。第二,加强对农民工权益尤其是生理健康权益的保障力度。对于定期为农民工提供体检服务的企业,政府可以适当提供补贴予以支持。督促企业依法依规为农民工购买基本医疗保险、基本养老保险,降低农民工在就业、疾病等领域的风险冲击。第三,政府积极引导社会舆论,增强城市的包容度,消除社会对农民工群体的偏见,严厉打击各类失信行为,提高失信的机会成本,为建设遵纪守法、团结互助的和谐社会,增强城市的包容度奠定基础,推动农民工在城市中平等就业与生活。第四,充分发挥社区治理机构的相关职能与优势,对农民工群体展开专项访问调查,了解该群体的诉求,关心农民工生活状况;同时,积极举办多种文化活动以丰富农民工的业余生活,增进农民工与不同群体的社会交往与互信程度,从精神、心理层面上提高农民工主观幸福感以及留居城市的意愿。

值得注意的是,囿于数据局限性,本研究保留样本的比例较低,样本的代表性、结论的外部有效性有所下降,在获取后续数据的基础上可进一步深化研究。

参考文献

- [1] 王艳萍.幸福经济学研究新进展[J]. 经济动态,2017(10):128-144.
- [2] 王心蕊,孙九霞.城市居民休闲与主观幸福感研究:以广州市为例[J]. 地理研究,2019,38(7):1566-1580.
- [3] 檀学文,吴国宝.福祉框架下中国农民时间利用指数测算研究——基于中国农民抽样调查样本的实证分析[J]. 社会学评论,2016,4(3):61-72.
- [4] 卢海阳,杨龙,李宝值.就业质量、社会认知与农民工幸福感[J]. 中国农村观察,2017(3):57-71.
- [5] 聂伟.就业质量、生活控制与农民工的获得感[J]. 中国人口科学,2019(2):27-39,126.
- [6] 毛晶晶,路琳,史清华.上海农民工就业质量影响因素研究——基于代际差异视角[J]. 中国软科学,2020(12):65-74.
- [7] 卿石松,郑加梅.工作让生活更美好:就业质量视角下的幸福感研究[J]. 财贸经济,2016(4):134-148.
- [8] 黄祖辉,朋文欢.对“Easterlin 悖论”的解读——基于农民工的视角[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版),2016,46(4):158-173.
- [9] 石智雷,彭慧.工作时间、业余生活与农民工的市民化意愿[J]. 中南财经政法大学学报,2015(4):12-21.
- [10] 李东平,卢海阳,文晓丽.劳动时间、社会交往与农民工身心健康——基于 CGSS2013 的实证数据[J]. 调研世界,2018(3):40-45.
- [11] 聂伟,风笑天.就业质量、社会交往与农民工入户意愿——基于珠三角和长三角的农民工调查[J]. 农业经济问题,2016,37(6):34-42,111.
- [12] PUTNAM R D. Tuning in, tuning out: the strange disappearance of social capital in America[J]. Political science and politics, 1995, 28(4): 664-683.
- [13] 杨明,孟天广,方然.变迁社会中的社会信任:存量与变化——1990—2010 年[J]. 北京大学学报(哲学社会科学版),2011,48(6):100-109.
- [14] 刘明明.社会信任对公众主观幸福感的影响研究[J]. 学习与实践,2016(1):87-97.
- [15] ZAK P, KNACK S. Trust and economic growth[J]. Economic journal, 2001(111):295-321.
- [16] 吕朝凤,陈汉鹏, SANTOS LÓPEZ-LEYVA. 社会信任、不完全契约与长期经济增长[J]. 经济研究,2019,54(3):4-20.

- [17] 李彬,周战强.基于信任视角的文化与经济研究——首届“文化与经济论坛”综述[J].经济研究,2015,50(8):180-183.
- [18] 高虹,陆铭.社会信任对劳动力流动的影响——中国农村整合型社会资本的作用及其地区差异[J].中国农村经济,2010(3):12-24,34.
- [19] 王宇,王士权.社会信任与农村劳动力代际职业流动[J].农业技术经济,2017(11):92-103.
- [20] 徐延辉,史敏.社会信任对城市外来人口社会融入的影响研究[J].学习与实践,2016(2):110-119.
- [21] 陈其进,陈华.中国居民个体风险态度及影响因素分析——基于城镇居民、农民工和农村居民的对比研究[J].上海经济研究,2014(12):78-89.
- [22] 王绍光,刘欣.信任的基础:一种理性的解释[J].社会学研究,2002(3):23-39.
- [23] 康君.基于政策效应的民众幸福感测量研究[J].统计研究,2009,26(9):82-86.
- [24] 田北海,耿宇瀚.农民工与市民的社会交往及其对农民工心理融入的影响研究[J].学习与实践,2013(7):97-107.
- [25] 熊易寒.社区共同体何以可能:人格化社会交往的消失与重建[J].南京社会科学,2019(8):71-76.
- [26] 朱晨,岳园园.工作让人们更信任社会——就业质量视角下的社会信任感研究[J].云南财经大学学报,2017,33(5):107-117.
- [27] 刘天军,马橙.人际信任、制度信任与农民就业决策——基于陕西省杨陵区农户微观调研数据[J].农业经济与管理,2019(5):25-34.
- [28] FUKUYAMA F. Trust: the social virtues and the creation of prosperity[M]. New York: Free Press, 1995.
- [29] 陈刚,李树.政府如何能够让人幸福?——政府质量影响居民幸福感的实证研究[J].管理世界,2012(8):55-67.
- [30] 李后建.不确定性防范与城市务工人员主观幸福感——基于反事实框架的研究[J].社会,2014,34(2):140-165.
- [31] 闰丙金.收入、社会阶层认同与主观幸福感[J].统计研究,2012,29(10):64-72.
- [32] 陈强.高级计量经济学及Stata应用[M].2版.北京:高等教育出版社,2014.
- [33] 陈鑫,杨红燕.社会比较、时间比较对老年人主观幸福感的影响研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2020(1):102-110,167.
- [34] 李路路,石磊.经济增长与幸福感——解析伊斯特林悖论的形成机制[J].社会学研究,2017,32(3):95-120,244.
- [35] 程名望,华汉阳.购买社会保险能提高农民工主观幸福感吗?——基于上海市2942个农民工生活满意度的实证分析[J].中国农村经济,2020(2):46-61.
- [36] 王宁,周密,赵西萍.组织沟通、人际信任对工作投入影响的机理研究[J].统计与信息论坛,2014,29(5):85-90.
- [37] 王维国,周闯.城镇居民就业性别差异的分解及区域比较[J].统计研究,2014,31(2):43-48.
- [38] 马志雄,张银银,丁士军.失地女性就业弱势地位及其影响因素的实证分析——基于江西九江、湖北襄阳的微观调查数据[J].经济经纬,2018,35(3):32-37.
- [39] 李森森,龙长权,陈庆飞,等.群际接触理论——一种改善群际关系的理论[J].心理科学进展,2010,18(5):831-839.

(责任编辑:陈万红)