·社会学研究·

DOI:10.20004/j.cnki.ujn.2024.05.012

消费为媒:灵活就业群体主观幸福感的传导机制研究

李 阳

(辽宁社会科学院 文化与传播研究中心,辽宁 沈阳 110031)

[摘 要]随着新业态蓬勃发展,灵活就业群体规模的不断扩大且该群体的构成发生了前所未有的革命性变化。灵活就业群体内部问题逐渐上升为社会问题。面对经济结构的转型升级,该群体生活境遇发生了哪些变化,其主观幸福感是否得以提升值得深入考察。利用"新时代特大城市居民生活状况2019年度调查"数据,以家庭消费倾向为中介,考察灵活就业群体主观幸福感的中介传导效应及其影响因素。研究发现,灵活就业形式对劳动者的主观幸福感具有抑制作用,而家庭消费对于灵活就业群体的主观幸福感发挥了中介效应。因此,以家庭消费为抓手,通过增加劳动者的收入、完善必要的社会保障、提供充足的就业机会、提升人力资本存量等措施,能够有效提升该群体的主观幸福感。

[关键词]灵活就业;消费倾向;主观幸福感

[中图分类号]C913.7 [文献标识码]A [文章编号]1671-3842(2024)05-0122-12

一、问题的提出

伴随着市场化改革进程不断推进,新业态的蓬勃发展使原有的劳动力市场壁垒被逐渐打破,灵活就业群体规模不断壮大且群体内部构成也发生了巨大变化。创新创业的高校应届毕业生、政府部门的灵活就业劳工和临时性工作者,以及自由职业者、平台就职者、自雇型灵活就业者等技能多元化人才加入灵活性求职的队伍中,灵活就业群体规模逐年增加,所涉行业、领域逐年扩展。当下,灵活就业已成为我国劳动力市场的重要组成部分,对国民经济的调节作用也日益显著。

灵活就业的蓬勃发展既是我国产业结构升级的必然结果,也是我国发展模式向高质量发展转变的重要表征。面对日益庞大的灵活就业群体,其内部问题将逐渐上升为社会问题,对其生活境遇的观照显得尤为必要。当下已有的研究成果往往聚焦于某些特定行业的灵活就业人员,如长途货车司机、外卖员、网约车司机等等,缺少对于灵活就业人员整体生活状况的考察。作为对生活满意度的综合判断,主观幸福感更能客观准确地反映群体的生活境遇和内在需求,对灵活就业群体主观幸福感影响因素的深入探究会为整体扶持、保障该群体的健康发展提供科学有效的路径指导。

[基金项目]国家社会科学基金重大项目"新社会阶层的社会流动与社会政治态度研究"(项目编号:17ZDA111)。

[作者简介]李阳,辽宁社会科学院文化与传播研究中心研究员,邮箱:wsliyang@126.com。

二、文献回顾与研究假设

（一）主观幸福感与个体生活境遇

主观幸福感是Diener在1984年提出的概念。他认为主观幸福感是每个人根据自身情况形成自己的标准，按照这个标准衡量整体生活质量，主观幸福感由情感成分与认知成分两部分组成：情感成分是指个体在生活中感受到的积极情感和消极情感体验，认知成分指的是个体对其自身各个部分例如工作、健康状况、婚姻状况等质量的评价[①]。事实上，人们基于认知对自身境遇的加工是决定其幸福感的关键。对所处环境和所发生的事情在情绪上做出何种解释和反应是人们对自己生活质量的评价依据。影响主观幸福感的因素可以分为个人特征、家庭特征和社会特征三个方面。个人特征是指年龄、受教育程度、婚姻状况、性别等；家庭层面是指家庭收入、家庭金融资本及家庭负债；社会层面是指社会资本，社会支持等[②]。

影响主观幸福感的因素多元化使主观幸福感具备了三个鲜明特征：即主观性、稳定性与综合性，主观性指的是个体根据自身具体情况形成自我评价标准，不以他人想法来衡量自己的幸福水平；稳定性指的是主观幸福感是一段时间内个体做出的评价，可以作为这一段时间生活境遇的衡量标准；综合性指的是个体对其整个生活境遇进行主观评价后的感受，而不是对某个单一的因素进行评价后的感受[③]。

主观幸福感能够较为全面、稳定地反映人们对自身生活境遇的综合评价。那么将其作为考察个体一段时间内生活境遇的指标便具备了科学性。在我国，社会进步和经济发展的根本目的在于让人民共享发展成果，不断提高人民群众的幸福感。近年来，国家正逐步实现从注重发展速度向注重发展质量转变，更加关注民生。党的二十大报告明确提出要增进民生福祉，提高人民生活品质[④]。劳动者的主观幸福感能够反映出其对所处生活、经济状况的满意程度，更为客观地反映了劳动者对国家现行社会制度的接受度。就我国而言，在实现共同富裕的宏伟目标下，深入把握劳动者的主观幸福感及其影响因素对于维护公平公正、实现共同富裕具有重要价值。基于此，深入研究提升灵活群体的主观幸福感的路径和方法，不仅有助于推动产业升级，而且对于促进社会的和谐与稳定具有重要意义。

（二）灵活就业形式与主观幸福感

就业形式通过就业质量对劳动者的主观幸福感产生巨大影响。已有不少学者基于中国综合调查CGSS数据对劳动者就业与幸福感之间的关系进行了实证研究，研究发现高质量的就业能够显著提升劳动者的幸福感[⑤]。与正规就业者相比，灵活就业者往往没有与用人单位签订正式雇佣合同，他们的工作稳定性较差、失业风险高、职业发展机会少、社会保障水平低，且在双重二元劳动力市场内无法与正规就业者享受同等的福利待遇。此外，有学者研究发现，灵活就业者一方面面临更差的工作环境，工作时间往往超出法律规定[⑥]；另一方面其福利待遇水平更低，几乎没有获取培训提升自身能力的机会，这种不平等性会逐步扩大灵活就业者的心理落差，使灵活就业者在社会融

①Diener E. ，Subjective Well-being，*Psychology Bulletion*，Vol. 95，No. 1984，pp. 542-575.

②邢占军：《我国居民收入与幸福感关系研究》，《社会学研究》，2011年第1期。

③Diener E. ，Subjective Well-being，*Psychology Bulletion*，Vol. 95，No. 1984，pp. 544-564.

④习近平：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，2022年版，第46页。

⑤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》，《财贸经济》，2016年第4期。

⑥Draca M. ，Green C. ，The Incidence and Intensity of Employer Funded Training：Australian Evidence on the Impact of Flexible Work，*Scottish Journal of Political Economy*，Vol. 51，No. 5，2004，pp. 609-625.

合等方面处于相对弱势地位,对幸福感产生负面影响[①]。

但随着近年来新业态的不断发展,有相当一部分劳动者出于自愿而选择灵活就业形式。与稳定相比,这部分人更倾向于灵活自由的工作形式,这类工作自主性较强,更能满足劳动者的个人需要。有学者利用CGSS2011—2013混合截面数据,采用有序Probit模型,研究发现:有创业行为的灵活就业自雇型劳动者获得了自我价值的肯定和工作自主性,幸福感是可以得到提升的[②]。然而,需要注意的是,这种自由度往往伴随工作的碎片化、任务下达的随机性和自我驱动的超时劳动以及等待任务的不确定性和随时待机的焦虑感,严重影响了劳动者的体面劳动感知。因此,长期处于这样的劳动环境下,劳动者的就业质量将受到很严重的影响。对于自雇型创业者而言,他们需要承担更多的创业风险。在日益激烈的市场竞争中,创业的成就感未必能消弭大部分自雇型劳动者创业风险带来的资金压力和心理焦虑。因此,我们提出第一个研究假设:

假设1:灵活就业形式抑制劳动者主观幸福感。

(三)家庭消费与主观幸福感

消费是人民追求美好生活的直接体现,是社会生产的最终目的,是拉动经济持续增长的动力之一[③]。张翼利用2013年CSS数据对中国社会各阶层消费倾向进行分析,发现农民阶层、工人阶层和老中产阶层的平均消费倾向较高,这是因为这些阶层在日常生活中更加注重物质生活的满足和家庭生活的品质[④]。然而,有学者研究发现很多群体的边际消费倾向较低,即随着收入的增加,他们的消费增加的幅度较小,个人收入增加但自身收入地位并无明显变化时,个体的主观幸福感也不会发生明显改善[⑤]。这意味着对于收入不同层次的群体而言,相对收入提高所带来的幸福效应并不对称[⑥]。究其原因在于相对剥夺感。首先,如果一个群体相对剥夺感较高,那么其对自身社会地位认知就会相对较低,其主观幸福感必然受到抑制。其次,较高的相对剥夺感会导致人们产生压抑、自卑、迷茫等消极情绪,导致自信心和上进心下降,从而降低幸福感,最后,相对剥夺感还会通过增加心理压力,影响身心健康,从而加剧医疗等资源占有不均等的矛盾并抑制群体的幸福感。

这种由不同层次比较中产生的落差而带来的相对剥夺感是影响人们幸福感的主要原因,而这种落差又直观地表现为消费差异。一个阶层发展型消费的边际消费倾向越高,其生活质量的提升趋势就越显著。这是因为发展型消费能够促进个人的成长和知识积累,提高个人的综合素质和生活品质。因此要想提高生活质量,不仅需要增加收入,还需要注重消费结构的优化和自身素质的提高。政府在制定消费政策时,需要考虑各阶层的消费习惯和需求,以便制定出更加有针对性的政策。例如,对于低收入阶层,政府可以通过提供补贴、减税等措施来刺激他们的消费需求;而对于高收入阶层,政府可以通过提供高端产品和服务来满足他们的消费需求。

对于灵活就业费群体而言,该群体自身社会地位认知较低,相对剥夺感较高,集中体现为消费边际倾向较低,这对于该群体的主观幸福感会产生负面影响。因此,要提升该群体的主观幸福感,

①黄耿志,邢祖哥,潘瑜鑫:《城市规模如何影响农民工的社会融合:非正规就业组与正规就业组的比较分析》,《地理研究》,2024年第4期。

②马良,蔡晓陈:《创业与主观幸福感——基于中国综合社会调查(CGSS)数据》,《浙江社会科学》,2018年第6期。

③代伟,张青松,殷美玲:《不充分就业对居民消费的影响——来自CFPS微观调查数据的研究证据》,《学习与实践》,2023年第12期。

④张翼:《当前中国社会各阶层的消费倾向——从生存性消费到发展性消费》,《社会学研究》,2016年第4期。

⑤Ada F., Income and Well-being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect, *Journal of Public Economics*, Vol. 89, 2005, pp. 997-1019.

⑥张学志,才国伟:《收入、价值观与居民幸福感:来自广东成人调查数据的经验证据》,《管理世界》,2011年第9期。

除了增加收入之外，还需要注重其发展型消费的投入，减小消费差异，缩小心理落差，降低相对剥夺感，提高发展型消费倾向，提升自身的知识和技能水平，增加人力资本存量。基于此，我们提出第二个研究假设：

假设2：灵活就业群体能够通过家庭消费提升主观幸福感，家庭消费对于提升劳动者主观幸福感具有正向作用。

三、数据、变量与方法

（一）数据来源

本文采用“新时代特大城市居民生活状况2019年度调查”数据，该数据库在实际调查中，采用了多阶段混合抽样（Multi-stage Composed Sampling）的方法，即城区、居委会、居民户、居民4个阶段抽样，每个阶段采取不同的抽样方法，最终共抽取北京、天津、上海、杭州、广州、深圳、重庆、成都、武汉、长沙10个城市中心城区下属的198个居委会，并绘制调查抽样地图，调查人员根据调查抽样地图和样本清单找到受访者家庭。调查采用了对抽取相应的家庭户、集体户入户面访的方式，在抽中的家庭户中抽取1位受访者进行访问；在抽中的集体户中，按人员规模确定访问人数。

（二）变量测量

针对原始数据，我们首先进行了细致地清洗。研究对象的年龄设为18—60岁，并剔除了失业及还未参加工作以及目前已退休的劳动力样本。我们将灵活就业对象定义为非正式受雇者即未签订劳动合同或未缴纳基本养老保险的个体。在删除了无效样本之后，最终得到3986个样本，其中1241个为灵活就业样本，2745个为正规就业样本，灵活就业占比31.13%。

工作单位类型划分如下：党政机关、人民团体，国有企业及国有控股企业，国有/集体事业单位，集体所有或集体控股企业，私有/民营或私有/民营控股企业，三资企业（如中外合资、外企），协会、行会、基金会等社会团体或社会组织，民办非企业单位（民办事业单位），无单位，社区居委会、村委会等自治组织，个体工商户。

就业身份划分为8个类别：有固定雇主/单位雇员/工薪收入者，雇主/老板，自营劳动者（没有雇佣他人的个体工商户），家庭帮工（为自家的企业工作，但不是老板），自由职业人员，劳务工/派遣人员，无固定雇主的零工、散工，务农。

对于主观幸福感的判断，采用问卷“总的来说，我是一个幸福的人”来进行测量，其中1. 非常不幸福；2. 不太幸福；3. 一般幸福；4. 比较幸福；5. 非常幸福。随着数值的递增，主观幸福感也随之增强。

婚姻状况在问卷中设计为5类：未婚、初婚有配偶、再婚有配偶、离异、丧偶，其中本文为了突出婚姻与否对主观幸福感的单向影响，界定0为未婚，1为有过婚史的其他情形。

此外，“家庭消费”采用新时代特大城市居民生活状况2019年度调查问卷数据库中列出的家庭消费支出进行衡量。“性别”视为一个虚拟变量，参照组设为“女性”，赋值为0，而“男性”则赋值为1。“年龄”视为一个连续型变量，取值范围从18—60周岁。“家庭金融资产”用家庭拥有除房产以外的其他资产衡量；“家庭负债”用家庭目前负债总额衡量。“家庭人口”用调查中家庭同住人口衡量，为离散数据。

在对以上各个相关变量描述的基础上，根据研究需要，将被调查者的主观幸福感作为因变量，灵活就业形式作为关键自变量，家庭消费作为中介变量，并选取反映家庭特征和户主个体特征的因素作为控制变量。其中，家庭特征相关变量包括家庭储蓄、家庭负债、金融资产、家庭收入；个体特征相关变量包括性别、年龄、婚姻状况等。

(三)样本描述性分析

从表1中可以看出,样本的主观幸福感均值达到了约3.85,这说明样本整体的平均幸福感程度较高。进一步观察表1中的详细统计结果,可以发现不同就业类型对幸福感的影响。在正规就业样本中,平均幸福感约为3.94,而在灵活就业样本中,平均幸福感约为3.73。显然,灵活就业人员的整体主观幸福感低于正规就业群体。

在家庭消费支出方面,家庭支出均值为10.561万元,且波动幅度较大,即离散值较大;由于做了数据清洗,样本中的年龄均值为44.77,从18—60岁不等;家庭金融资产和负债具有较大的离散值,这说明不同就业者(包括正规就业者和灵活就业者)的金融资产和家庭负债差异巨大。

表1　变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
主观幸福感	3986	3.849	0.826	1	5
正规就业群体的主观幸福感	2745	3.942	0.775	1	5
灵活就业群体主观幸福感	1241	3.729	0.871	1	5
灵活就业	1241	0.311	0.463	0	1
家庭消费	3965	105.651	224.221	0	4397
性别	3986	0.464	0.499	0	1
婚姻状况	3986	0.777	0.416	0	1
年龄	3986	44.77	13	18	60
金融资产	3986	248.024	2403	0	100000
家庭负债	3986	100.511	593.003	0	25000
家庭人口	3986	4.194	1.543	1	8

注:家庭支出、家庭金融资产、家庭负债的单位均为千元。

(四)模型构建

本文在灵活就业主观幸福感的估计方面,首先采用有序Probit模型检验灵活就业对主观幸福感影响并进行定量分析,然后以家庭消费为中介,应用中介效应模型测量灵活就业群体在消费支出影响下的主观幸福感的变化。

1. 基准模型设定

在劳动者选择从事灵活就业的决策过程中,各种因素的权衡起到了关键作用。为了验证灵活就业对劳动者幸福感影响的稳定性,本研究采用了倾向值得分匹配法,针对样本中不同性别、婚姻状况、家庭人口、金融资产及家庭负债等控制变量进行有序Probit模型评估。同时,对灵活就业者主观幸福感倾向值得分进行匹配的模型设定,设定形成以下计量模型。

$$SJW_i^* = \alpha_i Informal_i + X_i'\beta_i + \varepsilon_i \quad (1\text{-}1)$$

其中,SJW_i^*为就业者的主观幸福感,$Informal_i$为是否灵活就业,α_i为对应估计参数,X_i'为影响主观幸福感的控制变量集,包括就业者的年龄、性别、婚姻状况等个体特征,以及金融资本、家庭负债等经济特征,还包括家庭人口等社会特征。β_i为对应回归系数矩阵,ε_i为随机扰动项。

2. 中介效应模型

在进行关于变量X对变量Y影响的探讨时,不仅要确定X是否对Y有影响,还要明确影响的性质和程度。为了验证X对Y的因果关系,应进一步研究X如何作用于Y,即中介效应的检验。刘红云等通过数据模拟并整合了不同研究方法的结果指出,当中介效应模型中的结果变量为等级数据类

型且等级数目小于5时,应当使用Logistic回归进行分析。若使用传统的线性回归分析,可能导致对中介效应低估等问题。当因变量的类别数较多(5及以上)时,两者之间的差异较小,可以考虑使用线性回归分析方法。鉴于本文的结果变量主观幸福感为五个等级,因此采用常规的线性回归方法进行分析,并进行多重共线性、异方差和选择模型Heckman检验。通过这种方法,可以全面了解X对Y的间接和直接影响,从而更好地理解它们之间的关系。这不仅有助于深入理解复杂的因果关系,还有助于我们更好地预测和干预结果。

四、实证结果与分析

(一)灵活就业对主观幸福感的估计

考虑到主观幸福感是定序变量,存在非连续性,我们首先对灵活就业群体进行有序Probit模型估计,并引入了样本采集的地域分布作为虚拟变量,以控制不同地区幸福感的差异。在回归模型中,为了使结果更为清晰,未详细报告各地区虚拟变量的系数,而是通过"Control"说明进行了控制,其他边际效应估计如表2所示。

表2　有序Probit模型回归结果

解释变量	边际效应					
	回归系数	非常不幸福	不太幸福	一般	比较幸福	非常幸福
灵活就业	-0.036	0.004**	0.002**	0.025**	-0.068**	-0.072**
	(-2.576)	(2.913)	(2.363)	(2.502)	(-2.312)	(-2.302)
年龄	-0.004**	0.011***	0.003**	0.011**	-0.002***	-0.014***
	(-4.309)	(4.282)	(4.213)	(4.331)	(-3.857)	(-4.333)
年龄平方	0.053***	-0.004***	-0.004***	-0.02***	0.003***	0.022***
	(3.670)	(-3.686)	(-3.871)	(-3.965)	(3.560)	(3.684)
性别	-0.081***	0.003***	0.005***	0.019***	-0.003***	-0.016***
	(-2.831)	(2.592)	(2.803)	(2.845)	(-2.667)	(-2.817)
婚姻状况	0.233**	0.010**	-0.016***	-0.072***	0.014***	0.057***
	(6.402)	(-6.398)	(-8.426)	(-6.562)	(5.364)	(7.605)
金融资产	0.067**	0.013***	-0.014***	-0.036**	0.014***	0.024***
	(5.721)	(-3.573)	(-9.662)	(-5.961)	(3.252)	(5.925)
家庭负债	-0.001***	0.005***	0.013***	0.009***	-0.018***	-0.033***
	(-6.163)	(5.022)	(5.810)	(6.313)	(-4.371)	(-5.613)
家庭人口	0.043***	-0.017***	-0.025***	-0.034***	0.013***	0.020***
	(3.467)	(-6.167)	(-8.852)	(-5.466)	(2.967)	(3.400)

续表

解释变量	边际效应					
	回归系数	非常不幸福	不太幸福	一般	比较幸福	非常幸福
地区分布	控制变量					
卡方值	861.370					
伪R方	0.450					
样本量	3986					

注:所有控制变量均已控制。括号内数字为t检验值。*、**、***表示在10%、5%和1%水平上显著。

回归系数的结果表明,灵活就业变量对个体主观幸福感具有显著的负向影响。具体来说,灵活就业的回归系数约为-0.036,并在5%的显著性水平上显著。这一结果说明,在控制其他变量的条件下,灵活就业形式对个体主观幸福感产生了显著的负面影响。进一步分析边际效应结果可以发现,灵活就业在不同主观幸福感水平下产生的效应有所不同。具体而言,灵活就业显著提升了非常不幸福、不幸福和一般水平的概率,结果分别为0.4%、0.2%和2.5%;并同时显著降低了比较幸福和非常幸福的概率,分别为6.8%和7.2%。研究假设1得到验证。

从研究结果中可以看出性别变量系数为负,且在1%的显著性水平下通过检验,说明与女性相比,男性的主观幸福感更低。男性幸福和非常幸福的概率比女性分别低0.3%、1.6%。这说明在实际生活中,特别是在经济方面,男性承受的压力常常高于女性。在其他个体特征方面,有配偶群体主观幸福感要高于无配偶群体。这说明有配偶增加了个人的社会资本,有助于人们解决生活中的问题,联合抵御风险,缓解生活压力,从而提升主观幸福感。

在家庭特征方面,家庭金融资产水平越高,该个体的主观幸福感越高。家庭负债对主观幸福感的负面影响较大。家庭负债越多,主观幸福感越低。在家庭人口方面,家庭人口较多能够为家庭带来更多幸福感,总体估计系数为0.043[①],且对幸福感的边际效应有显著的提升作用。

(二)倾向值得分匹配分析

在倾向值得分匹配分析PSM(Propensity Score Matching, PSM)中,劳动者被划分为两个群体:灵活就业者为处理组、正规就业者为控制组。研究关注于劳动者选择灵活就业是否降低了他们的幸福感。该方法的基本步骤包括:首先,构建以是否选择灵活就业为因变量、以其他自变量为控制变量的Logit模型,以计算倾向得分。其次,根据倾向得分,对处理组(选择灵活就业)和控制组(选择正规就业)进行匹配。最后,采用不同的匹配方法,估计出平均处理效应(ATT),即灵活就业对劳动者幸福感的净影响。

1. 共同支撑检验

进行有效的倾向得分匹配需要满足共同支撑假定,即灵活就业组个体和正规就业组个体必须有足够样本处于重叠范围,如果上述两组存在大量样本不在共同支撑范围,则说明灵活就业组个体和正规就业组个体原本存在区别,前后两组个体消费的差别并非完全由就业状况所致。因此,无法进一步通过平均处理效应模型评估灵活就业对家庭消费的量化影响。按照预先选定的协变量进行倾向得分匹配。最终,灵活就业组人数为1241人,正规就业组人数为2745人,所有样本都在共同支撑范围内,满足重叠性假定,结果如图1所示。

①注:当感觉十分幸福时,估计系数为0.02。

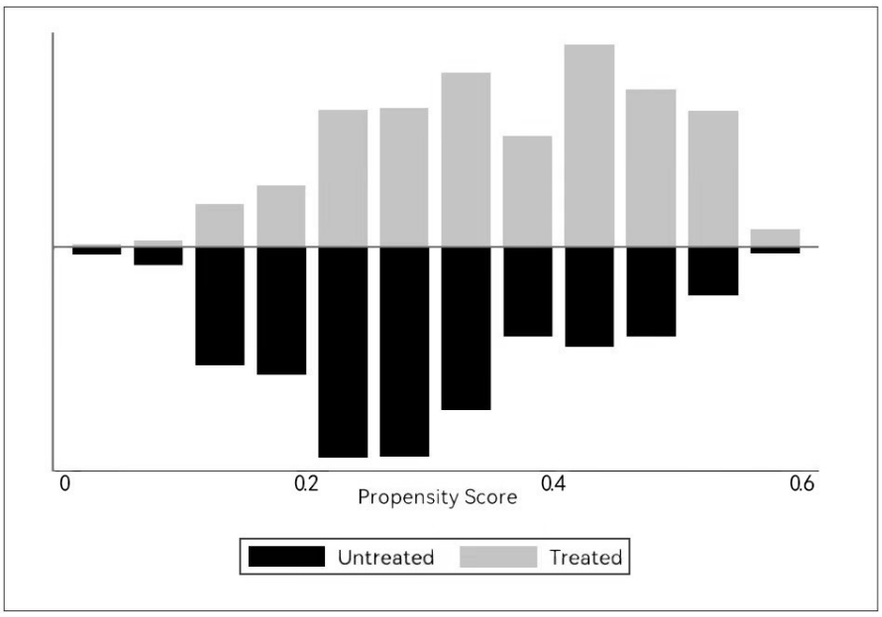


图1　共同支撑检验

2. 平衡性检验

平衡性是进行倾向得分匹配的又一个重要性质,完成倾向得分匹配后灵活就业组个体和正规就业组个体的各协变量不存在显著的不同,如果完成灵活就业组和正规就业组之间的匹配后平衡性得不到满足,则说明匹配不成功,需要重新选取协变量。表3所示为倾向得分匹配后各协变量的标准化偏差,从表中可以直观地看出,与匹配前相比所有变量的标准化偏差都发生了明显下降,并且倾向得分匹配后的标准化偏差都在5%的范围内。通常情况下,如果倾向得分匹配后,灵活就业组和正规就业组间个体的各协变量的标准化偏差在10%范围内,则可以认为无显著性差别,如此进行的倾向得分匹配符合平衡性假定的要求。通过表3可以看出,倾向得分匹配前后各变量的标准化偏差的具体情况。

表3　各变量标准化偏差

	未匹配	均值		%bias	%reduct	t检验		V(T)/V(C)
变量	匹配	实验组	控制组		|bias|	t	p>t	
年龄	U	46.150	44.150	15.400	87.700	4.510	0	1.050
	M	46.150	46.390	−1.900	−	−0.480	0.630	1.10
金融资产	U	119.960	305.921	−8.800	95.500	−2.260	0.020	0.110*
	M	119.960	111.572	0.400	−	0.280	0.780	4.480*
家庭负债	U	64.820	116.591	−9.900	−	−2.550	0.010	0.130*
	M	64.820	62.602	0.400	95.700	0.100	0.920	0.120*
家庭人数	U	0.390	0.603	−41.400	−	0	0.000	−
	M	0.390	0.403	−1.800	95.600	−0.450	0.650	−
性别	U	0.430	0.484	−10.700	−	−3.110	0.000	−
	M	0.430	0.422	1	90.900	0.240	0.810	−

续表

变量	未匹配/匹配	均值 实验组	均值 控制组	%bias	%reduct |bias|	t检验 t	t检验 p>t	V(T)/V(C)
婚姻状况	U	0.790	0.774	4.900	-	1.410	0.160	-
	M	0.790	0.802	-1.400	71.900	-0.350	0.730	-

样本	Ps R2	LR chi2	p>chi2	MeanBias	MedBias	B	R	%Var
未匹配	0.060	274.350	0	17.700	10.700	55.500*	0.660	75
匹配	0	0.610	0.999	1.000	1.000	3.100	1.110	50

注:*if variance ratio outside [0.95; 1.05] for U and [0.95; 1.05] for M* if B>25%, R outside [0.5; 2]

由表3中的结果可以看出,对灵活就业组个体与正规就业组个体进行倾向得分匹配前后各协变量的具体变化情况,年龄(Age)的标准化偏差由原来的15.4%下降到现在的-1.9%,金融资产(Financ)的标准化偏差由原来的-8.8%下降到现在的0.4%,家庭负债(Debt)的标准化偏差由原来的-9.9%下降到现在的0.4%,家庭人数(Hhold)的标准化偏差由原来的-41.4%下降到现在的-1.8%,个体性别(Gender)的标准化偏差由原来的-10.7%下降到现在的1%,婚姻状况(Mar)的标准化偏差由原来的4.9%下降到现在的-1.4%,所有变量的标准化偏差都发生了非常明显的下降,并且所有协变量的标准化偏差在匹配后都下降到了5%以内。通过倾向得分匹配后各变量的T检验和P值也可以看出,完成倾向得分匹配后,各协变量的标准化偏差不存在明显差别。对匹配后的所有协变量进行联合检验的P值为0.999,可知所有协变量不存在系统性偏差。

3. 处理效应模型估计

表4给出了不同匹配比例、不同核函数,bootstrap重复抽样400次情况下的处理效应,从结果中可以看出,选择Logit核函数,按照1:1匹配,灵活就业对主观幸福感的影响为-0.12,在5%的水平上显著。选择Logit核函数,按照1:2匹配,灵活就业对主观幸福感的影响为-0.09,在5%的水平上显著。选择Logit核函数,按照1:3匹配,灵活就业对主观幸福感的影响为-0.06,在5%的水平上显著。选择probit核函数,按照1:1匹配,灵活就业对主观幸福感的影响为-0.09,在5%的水平上显著。选择probit核函数,按照1:2匹配,灵活就业对主观幸福感的影响为-0.09,在5%的水平上显著。选择probit核函数,按照1:3匹配,灵活就业对主观幸福感的影响为-0.05,在5%的水平上显著。

表4　处理效应模型灵活就业对主观幸福感估计结果

	实验组	控制组	ATT	S.E.	T-stat	P	比例	函数
未匹配	3.790	3.881	-0.080	0.030	-2.902	-	-	-
匹配	3.790	3.881	-0.120	0.050	-2.290	0.311	1:1	logit
匹配	3.790	3.881	-0.090	0.040	-2.003	0.041	1:2	logit
匹配	3.790	3.881	-0.060	0.040	-1.582	2.422	1:3	logit
匹配	3.790	3.881	-0.090	0.050	-1.921	0.053	1:1	probit
匹配	3.790	3.881	-0.090	0.040	-2.042	0.042	1:2	probit
匹配	3.790	3.881	-0.050	0.040	-1.321	0.194	1:3	probit

五、中介效应分析

家庭消费作为社会经济活动的重要组成部分,对灵活就业群体的影响不容忽视。如表5所示,通过多元回归模型分析,发现家庭消费对灵活就业的影响显著,估计系数达到了约0.05。这意味着当家庭消费水平提高一个单位时,灵活就业群体的幸福感将相应提高0.05个单位。这一结果通过了5%的显著性水平检验,进一步证实了家庭消费对灵活就业家庭幸福感的积极影响。研究假设2得到验证。

表5　灵活就业对主观幸福感的OLS回归结果

变量	灵活就业对主观幸福感估计	家庭消费对主观幸福感估计
	主观幸福感	主观幸福感
灵活就业	-0.053*	
	(0.030)	
家庭消费		0.051**
		(0.002)
年龄	0.002**	0.002**
	(0.001)	(0.001)
家庭负债	-0.000	-0.000***
	(0.121)	(0.000)
金融资产	0.000**	0.000**
	(0.000)	(0.000)
户籍属性	0.092***	0.099***
	(0.031)	(0.029)
性别	-0.100***	-0.100***
	(0.031)	(0.026)
婚姻状况	0.305***	0.299***
	(0.036)	(0.042)
常数	3.752***	3.743***
	(0.059)	(0.063)
样本量	1241	1221
拟合优度	0.480	0.470
调整的拟合优度	0.460	0.450

注:* p<0.1,** p<0.05, ***p<0.01,括号内为伴随概率。

在性别方面,灵活就业男性的主观幸福感随着消费的增加而有所下降。这可能与男性在家庭中承担的经济责任有关,当家庭消费增加时,男性可能会感受到更大的压力和责任,从而影响其幸福感。相比之下,灵活就业女性的主观幸福感可能更容易受到家庭消费的积极影响。婚姻状况也对灵活就业者的幸福感产生了影响。有配偶的灵活就业者主观幸福感较高,这可能是因为婚姻为他们提供了更多的社会资本和经济、精神上的支持。

此外,我们还发现家庭负债和金融资产对灵活就业者主观幸福感的影响参数值较小,但通过了显著性检验。虽然从数据上来看,家庭负债和金融资产对灵活就业群体的主观幸福感的影响相对有限,但是依然需要引起重视。因为灵活就业者通常缺乏稳定的收入和福利保障,与正规就业者相比,灵活就业群体可能更加关注基本生活需求是否得到满足,导致金融资产总量较低,所以无法对主观幸福感产生显著影响。同时也正因金融资产总量较低加上因工作缺乏稳定性和福利保障导致灵活就业群体普遍很难或者不敢进行金融借贷,从而使家庭负债总量偏低,导致影响参数值较小。基于以上原因,家庭负债和金融资产因素依然能通过显著性检验说明这两个因素对于灵活就业者而言不容忽视。

家庭消费对灵活就业群体的主观幸福感具有显著的中介效应,这意味着在制定社会政策和提供社会支持时,可以牢牢把握消费这一抓手,有针对性地实施提升该群体主观幸福感的策略。在灵活就业群体不断扩大的趋势下,可以更好地了解灵活就业者的生活境遇及主观感受,为制定相关政策、规避社会发展风险提供重要科学依据。

六、结论与讨论

从上述实证研究得到以下结论。首先,灵活就业形式往往因为蕴含更多不确定性和风险,如收入不稳定、缺乏社会保障等,显著地提升了非常不幸福、不幸福和一般水平的概率的同时,显著降低了比较幸福和非常幸福的概率,进而抑制了灵活就业群体的主观幸福感。其次,性别对灵活就业者的主观幸福感存在影响差异。男性灵活就业者的主观幸福感损失程度更高。最后,在中介效应检验过程中,我们发现当家庭消费水平提高一个单位时,灵活就业群体的幸福感将相应提高0.05个单位,说明家庭消费对灵活就业群体的主观幸福感显著的中介作用,同时随着性别的不同会产生不同的影响。此外,我们还发现户籍属性、婚姻状况也会对灵活就业者的主观幸福感产生影响。这可能是因为城镇家庭和良好的婚姻可以为灵活就业者提供更多的心理和社会资本方面的支持。而金融资产和家庭负债对灵活就业者的主观幸福感影响虽然程度较小但依然通过了显著性检验。实证研究结果揭示了影响灵活就业者主观幸福感的因素及中介传导机制。面对规模日益扩大的灵活就业群体,以增强家庭消费为抓手全面提升他们的幸福感是我国推进中国式现代化,实现共同富裕的应有之义。然而,要增加家庭消费需要有以下前提的:一是增加劳动者的收入,二是完善必要的社会保障,三是充足的就业机会。因此,要制定全面提升灵活就业者主观幸福感的实践框架需要围绕以上三个方向展开。

第一,增加灵活就业的稳定性。灵活就业对于缓解的就业压力、缓和民众情绪具有重要的缓冲和解压阀作用,尤其随着“互联网+”新业态蓬勃发展,企业采取这种用工模式,以实现降本增效成为发展趋势。因此,完善灵活就业者的激励制度十分重要。一方面,要开发更为科学合理的薪酬福利激励制度,且应根据灵活就业者异质性较强的特点建立多元的激励机制;对能够给灵活就业者提供除社保之外保障权益的用人单位,政府应给予一定政策倾斜。另一方面,完善风险分担机制。积极引导灵活就业者增强个人保险意识以分散风险,提高灵活就业者工作的安全性,激励灵活就业者的工作热情。同时还需要进一步优化现行医疗保障制度,创新保障机制,构建公平统一的医疗保障制度体系。

第二,加大灵活就业者的人力资本投入。首先,为减轻灵活就业者的经济负担,政府积极多开展惠民活动,为灵活就业者尤其是针对低水平灵活就业者提供文化教育培训工作时,需建立科学合理的定价机制,采取折扣销售、组团折扣、发行文化教育训练券等方式,调动灵活就业者接受教育的积极性。同时,强化平台企业与行业协会、高校科研机构等之间的合作,通过自建培训平台或

科研院校为灵活就业者职业技能培训做好支撑保障[①]。其次,人工智能的深入发展促进了新兴就业岗位、新职业的不断涌现。要坚持趋利避害,在推动人工智能发展中创造更多就业岗位,通过强化人工智能教育、加强职业技能培训、完善就业保障体系等路径大力培养适应人工智能时代的复合型人才,不断提高其适应新技术变革的劳动技能[②]。再次,要充分利用网络信息平台推进跨省高质量教育培养信息资源融合,完善职业技能考评体系,畅通职业晋升通道。支持有创业意愿的灵活就业者进行自雇型自主创业。最后,政府需出台相关的扶持政策并提供创业政策、项目运营及企业管理等方面的专业支持,明确创业目标,找准创业优势,发掘自身创新潜能,实现自主创业。

第三,扩大灵活就业者的就业范围。一是加强基础设施建设,开辟灵活就业新领域。开辟大中型企事业单位后勤服务市场和社区服务等灵活就业领域,尤其针对当前的社区服务需求旺盛的具体实际,应建立科学合理的就业管理和组织体系,深挖社区服务业的就业潜力。二是鼓励中小微企业发展,为灵活就业者创新、创业提供便利条件。随着产业链的不断扩大,生产专业化程度不断提高,应针对该领域建立有效的信息咨询服务、投融资服务体系,通过信息公开、招投标透明及政府购买公共服务等方式,畅通中小微及自雇型灵活就业人员与该领域需求的联系。

第四,完善工作福利,维护灵活就业者合法权益。建立健全的社会保险制度,将更多灵活就业者诉求纳入保障范围、推行税收优惠政策降低他们的税务负担、加大对企业的监管力度,确保企业遵守劳动法规。同时要鼓励企业制定更为人性化的用工政策,签订更为灵活的用工合同以提升合同的适用性。灵活就业者也需明确自己的权益和义务,增强自身的法律意识;在与雇主签订劳动合同时认真阅读合同条款,确保自己的权益得到充分保障;在遇到劳动纠纷时,敢于维权,寻求法律援助。

第五,着力优化灵活就业者的消费结构。以家庭消费为抓手,尽可能地提高发展型消费比例能够提升灵活就业者的生活品质。政府和社会各界可以通过普及金融知识、加强消费环境建设等措施来帮助灵活就业者提高消费层级、优化消费结构、最大限度地规避生活风险。灵活就业者也应采取积极措施,提高心理素质、优化生活习惯,以增强自我认同、提升缓解自身压力和焦虑情绪的能力,进而提高该群体的生活质量和主观幸福感。

受到研究数据的局限,我们尚没有办法将从事互联网相关行业的灵活就业群体筛选出来。基于灵活就业群体内部的异质性较强的特点,伴随平台经济的蓬勃发展,与互联网相关行业的灵活就业群体有着更为鲜明的时代印记,他们大多在职业状态、收入水平、消费结构等方面会存在不同于其他灵活就业群体的特质,这为我们日后更进一步的研究指明了方向。

[责任编辑:王文娟]

①戚聿东,丁述磊,刘翠花:《数字经济时代互联网使用对灵活就业者工资收入的影响研究》,《社会科学辑刊》,2022年第1期。

②陈美华,范敏华:《人工智能时代中国就业变革:问题与路径》,《福建论坛》(人文社会科学版),2023年第4期。