乡城流动人口幸福感对劳动供给的影响

——基于CHIP数据的分析

王秀芝，过楚艳

（南昌航空大学经济管理学院，南昌 330063）

摘要：基于2013年与2018年中国家庭收入调查(CHIP)数据，探讨乡城流动人口幸福感对劳动供给的影响。研究发现，幸福感显著负向影响乡城流动人口的劳动供给，提升幸福感有助于缓解其过度劳动问题。该效应存在明显的群体异质性，在男性、低年龄与低教育水平群体中更为显著。机制分析表明，幸福感提升主要通过增强个体对未来收入的积极预期，进而降低过度劳动倾向。因此，通过加强社会支持、制定差异化政策以及推动经济结构调整与收入分配优化等途径，提升流动人口幸福感，促进其劳动供给的合理平衡与福祉改善。

关键词：乡城流动人口；幸福感；劳动供给

中图分类号：F245 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)10－0249－08

改革开放以来，随着城市工业化进程的快速推进，大量农村劳动力进入城市就业，成为推动经济社会发展的重要力量。国家统计局发布的《农民工监测调查报告》显示，2024年全国农民工总量为29 973万人，比上年增长0.7%，而包括农民工在内的乡城流动人口总量显然会更高。然而，与城镇户口职工相比，乡城流动人口在劳动力市场上长期处于弱势地位，就劳动供给时间而言，乡城流动人口的劳动时间普遍过长，表现出较为严重的过度劳动现象。如图1所示，在2012—2019年期间，城镇就业人员的周平均工作时间均超过了45 h，而劳动法规定每周工作时间应不超过44 h，由此可见过度劳动现象在社会上普遍存在。但是，按户口性质对城镇就业人员进行分类后，可以发现，在每周工作时间超过40 h(按每周工作5 d，每天不超过8 h计算)和超过48 h的就业人员中，农业户口人员的占比均远远高于城镇户口人员，其中每周工作48 h以上的农业户口人员占比高达43%左右，由此表明过度劳动现象在乡城流动人口中尤为严重。

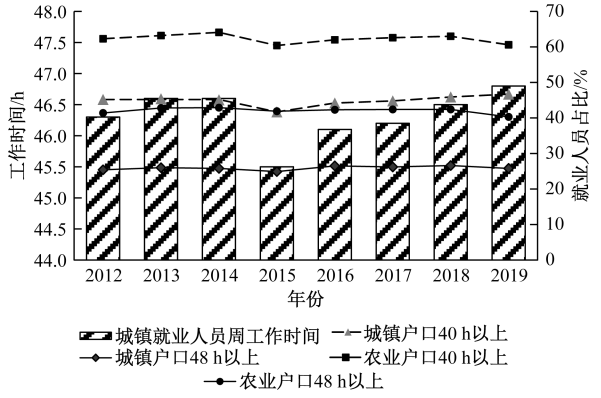
从短期来看，过度劳动增加了个体的劳动供给时间，似乎有助于缓解人口老龄化所带来的劳动年龄人口减少的压力；但从长远考虑，过度劳动将会影响劳动者的身心健康，使其工作效率下降，进而降低劳动供给的可持续性，对整个劳动力市场产生不利影响，因此乡城流动人口劳动供给时间过长的问题亟待解决。此外，增进民生福祉是发展的根本目的，近年来国家政府更加重视经济发展的质量和效益，以提升国民幸福感为目标，提出了一系列新部署新要求。已有研究表明，幸福感上升将显著提高劳动力的就业概率[1]，那么幸福感对乡城流动人口的劳动供给是否会产生影响？幸福感的提高是否可以减轻乡城流动人口的过度劳动现象？基于此，研究使用2013年和2018年中国家庭收入调查数据，深入探究乡城流动人口幸福感对其劳动供给的影响，以期更好地理解乡城流动人口的劳动行为和决策，为解决其劳动供给问题提供科学的依据。

本文可能存在的边际贡献可归纳为两点：第一，丰富关于乡城流动人口幸福感和劳动供给的研究。现有研究主要聚焦于劳动供给的经济因素，而常常忽视幸福感等个人情绪因素，从幸福感视角进行分析，有助于补充劳动供给行为的驱动因素；同时，既有讨论多将乡城流动人口幸福感视为因变量，而本文将其作为自变量，认为幸福感是行为的重要驱动因素，也在一定程度上拓宽了幸福感的研究视野。第二，针对乡城流动人口劳动供给时间过长的现实，聚焦于幸福感与劳动供给的关系展开实

收稿日期：2026-01-08

基金项目：国家社会科学基金(21BJL059)；南昌航空大学研究生创新专项资金(YC2024-069)

作者简介：王秀芝(1972—)，女，河北蠡县人，博士，教授，研究方向为农民工问题、劳动力流动；过楚艳(2001—)，女，江西抚州人，硕士研究生，研究方向为幸福经济。



数据来源于2013—2020年《中国劳动统计年鉴》，该年鉴统计上一年数据；其最新数据更新至2024年，由于2021—2024年数据并未按户口性质分类统计，故未列出

图1　城镇就业人员工作时间及分户口占比

证分析，相关发现可为缓解该群体的过劳问题提供政策启示，对促进社会和谐、推动共同富裕也具有积极意义。

1　文献综述与研究假设

幸福感作为心理学上的术语，是个人对生活质量的综合评价与其内心状态的主观反馈。自Easterlin创造性地将幸福这一心理学概念引入经济学的研究之后，幸福感就成为经济学领域的一个重要课题。大量研究聚焦于幸福感的影响因素，概括来说可以分为个体特征因素和社会特征因素：个体特征因素涵盖性别[2]、年龄[3]、健康[4]、相貌[5]、婚姻及教育等[6-7]；社会特征因素涵盖经济、社会及生态等多个方面，如失业[8]、通胀[9]、收入不平等[10]、户籍身份[11]、社会资本[12]及环境污染[13]。这些研究为理解幸福感的来源奠定了坚实基础。在明确影响因素的基础上，随着对幸福感的深入研究，一些学者的研究焦点逐渐从“是什么影响了幸福感”扩展到“幸福感会带来何种结果”，即将幸福感本身视为一个重要的前因变量。这一研究视角的转变，在心理学中已获得理论支持。

心理学研究指出，情绪显著影响个人行为：积极情绪能够在决策与问题解决过程中发挥促进作用[14]，而幸福与情绪之间存在密切联系，通常幸福感较高的人积极情绪更多、消极情绪更少[15]。这说明，幸福感与行为结果之间可能存在反向因果关系。事实上，国内基于大样本追踪数据对中国居民主观幸福感长期变化趋势的研究发现，“幸福悖论”讨论仍与经济社会变迁密切相连[16]；同时，近年的因果识别研究也对收入提升能否显著带来幸福改善给出更细致的证据[17]。这在一定程度上表明，单纯依赖收入增长并不必然换来同等幅度的幸福提升，而幸福感反过来可能通过影响个体选择、投入与行为偏好，对经济社会结果产生作用。受此启发，学者逐步关注幸福感对个人行为及结果的影响。多项研究表明，幸福感能够促进个体在经济、健康、社会等多方面的发展。例如，幸福感较高的个人通常在未来收入更高、健康状况更好，这得益于其拥有更强的自尊与乐观态度，从而在学习与工作中表现更为突出[18]。针对青少年的追踪研究也发现，生活满意度显著提高其未来收入水平，并与外向性格、积极态度、更高学历及职业晋升机会相关[19]。此外，在具体行为层面，幸福感还对亲旅游行为[20]与绿色消费等环境友好行为参与[21]具有正向影响。

尽管幸福感作为前因变量已得到较多探讨，但在其对个人劳动供给行为的影响方面，现有研究仍显不足。相关探讨多围绕就业主题展开，但尚未形成一致性结论。多数研究认为幸福感对就业具有积极影响，如有研究发现，幸福感对失业者再就业概率的影响呈现先升后降的倒U形关系，并能显著提高其再就业后的收入水平[22]。类似地，针对中国劳动力市场的研究也表明，幸福感提升有助于提高劳动力的就业概率，并对缓解结构性就业矛盾具有政策启示意义[23]。然而也有研究指出，失业后幸福感的变化本身并未显著影响个体重新找到工作的速度[24]。此外，主观认知对劳动供给影响的有关研究也与本文较为相关。研究表明，负面心理状态会显著抑制劳动供给，如中老年群体的抑郁倾向显著降低其劳动参与可能性与劳动时长[25]。

既有研究揭示幸福感与劳动供给之间存在一定关联，但多数聚焦于一般劳动力，而未能充分关注乡城流动人口群体。那么，幸福感究竟会如何影响乡城流动人口的劳动供给？相较于城镇居民，乡城流动人口在人力资本积累、社会保障覆盖和职业晋升通道等方面普遍处于相对不利地位，其劳动供给决策更易受到主观福利感受的影响。从效用最大化视角来看，劳动供给本质上是收入与闲暇之间的权衡，而幸福感作为个体对整体生活质量的综合评价，会直接影响其对“收入-闲暇”替代关系的主观判断。当个体幸福感水平较高时，其边际效用水平相对较高，继续通过延长劳动时间所带来的效用增量可能下降，从而更倾向于将时间资源配置于休闲、家庭生活或自我提升等非劳动活动。同时，高幸福感往往伴随更稳定的心理状态与更强的生活

掌控感,使个体在决策时更注重生活质量而非单纯追求收入最大化。对于乡城流动人口,其劳动时间往往已接近或超过生理承受边界,在此情况下,幸福感提升更可能强化其对闲暇与健康的偏好,从而在既定工资水平下主动减少劳动供给时间。

除了直接效应,幸福感还可能通过影响个体的收入预期而对劳动供给产生间接作用。对处于城市融入过程中的乡城流动人口而言,收入不仅是维持当前生活的重要来源,更是实现家庭改善与社会流动的重要保障。幸福感不仅反映对当前生活的评价,也塑造个体对未来发展前景的认知。幸福感水平较高的个体通常对自身能力、职业路径与外部环境持有更为积极的看法,从而形成较高的收入预期。在跨期决策框架下,较高的收入预期会改变当期劳动-闲暇配置选择:当个体相信未来收入将实现增长,一方面,其为获取额外当期收入而延长劳动时间的必要性相对下降;另一方面,个体可能在当期增加闲暇消费时间,从而减少劳动供给。相反,当对未来收入增长缺乏信心时,个体可能通过增加劳动时间来提升当期收入,以缓解对未来不确定性的担忧[26]。因此,收入预期在幸福感与劳动供给之间发挥重要中介作用。

基于上述分析,提出如下假设。

H1:乡城流动人口的幸福感负向影响其劳动供给时间;

H2:乡城流动人口的幸福感通过提高其收入预期,进而对劳动供给产生负向影响。

2 数据和实证方法

2.1 数据来源与样本选取

微观个体数据主要来自2013年和2018年中国家庭居民收入调查(CHIP)。CHIP由北京师范大学中国收入分配研究院联合众多国内外专家共同开展,是一个全国性、综合性的大型统计调查数据库。CHIP问卷中包含受访者的个人基本信息、就业情况、主观性调查等项目,能够很好地满足本文研究内容的数据需求。CHIP2013专门调查了流动人口,而CHIP2018问卷数据并未单独列出流动人口,因此根据仅限农村户口人员回答的问题,将乡城流动人口筛选出来。由于是针对劳动供给行为进行研究,因此剔除不属于劳动力的样本,其中包括离退休人员、在校学生、家务劳动者、在长病假人员等。这也意味着,研究结论主要适用于活跃在劳动力市场的乡城流动就业人员。

经过一系列数据处理后,为了减少估计偏误,剔除核心变量数据缺失的样本,最终获得的观测值为2 324个,其中2013年有564个样本,2018年有1 760个样本。两期数据样本覆盖了东部(北京、山东、广东、江苏、辽宁)、中部(安徽、山西、河南、湖北、湖南)和西部(云南、内蒙古、四川、甘肃、重庆)三个地区的15个省份,总样本具有较好的代表性。2013年样本幸福感均值为3.58,周劳动时间均值为55.73 h;2018年样本幸福感均值为3.79,周劳动时间均值为53.11 h。整体上,乡城流动人口幸福感水平有所提高,而周劳动时间有所减少。

此外,宏观控制变量数据来源于2014年和2019年的《中国统计年鉴》,值得一提的是,《中国统计年鉴》汇总上一年度的数据,所以其对应2013年和2018年的数据,正与CHIP数据相匹配。

2.2 模型设定

参考相关文献资料,结合研究内容,设定如下简化回归模型以识别乡城流动人口幸福感对其劳动供给的影响。

$$labor_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 happiness_{ij} + \beta' Z_{ij} + \gamma' M_j + year_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

为探究乡城流动人口幸福感对劳动供给的影响机制,并检验收入预期在其中的中介效应,在理论分析基础上,参考江艇[27]的研究范式,采用两步法进行检验,再设定如下模型。

$$expect_{ij} = \beta_0 + \beta_1 happiness_{ij} + \beta' Z_{ij} + \gamma' M_j + year_i + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

式中:i为乡城流动个体;j为个体所在的省份;$labor_{ij}$为个体i在省份j的劳动供给,使用每周工作小时数来衡量;expect为收入预期这一中介变量;核心解释变量happiness为衡量乡城流动人口幸福感的指标;Z_{ij}为位于省份j的乡城流动个体i的个人特征变量,包括性别、年龄、婚姻状况、受教育程度等可能影响劳动供给的变量;M_j为j省份的宏观经济特征向量;$year_i$为时间固定效应;ε_{ij}为随机扰动项;β'、γ'为相关系数。

2.3 变量处理

2.3.1 被解释变量:劳动供给

劳动供给通常包含两个部分,分别为劳动参与和劳动时间,结合数据获得情况,考虑到最后筛选出的样本数据中,处于失业状态的样本数极少,若以劳动参与来衡量乡城流动人员的劳动供给,其结果在很大程度上是有偏差的。因此,采用劳动时间对劳动供给labor进行衡量。在CHIP数据的问卷中提到“平均每月工作多少天”以及“平均每天

工作多少小时”的问题，基于此，根据“每月工作天数×每天工作小时数”计算出每月工作小时数。为了更直观地显示劳动时间的长短，将月工作时间换算成周工作时间，以此来衡量乡城流动人员的劳动供给。

2.3.2　核心解释变量：幸福感

在CHIP问卷调查中，幸福感根据受访对象对如下问题的回答而进行赋值，即“考虑到生活的各个方面，您觉得幸福吗”，变量的取值为1～6，分别对应“非常幸福”“比较幸福”“一般”“不太幸福”“很不幸福”和“不知道”6个选项，为了便于实证分析，在剔除选择“不知道”的样本后，对幸福感happiness这一变量进行重新赋值，根据幸福感的高低程度赋值1～5，“很不幸福”赋值为1，“非常幸福”赋值为5，也即幸福感越高，其对应的数值越大。

2.3.3　中介变量：收入预期

在CHIP问卷中，关于收入预期的问题是“未来五年，您家的收入将会发生怎样的变化?”根据该问题的回答对中介变量expect重新赋值，回答“下降”赋值为1，“不变”赋值为2，“小幅度上升”赋值为3，“大幅度上升”则赋值为4，即数值越大，表示个体对未来收入具有越高的预期。

2.3.4　控制变量

控制变量包括个体特征和省份特征两个方面。其中，与个体特征相关的变量有性别、年龄、婚姻状况、健康状况、受教育程度等。具体而言，年龄变量age通过受访年份减去个体出生年份而得到；性别变量gender为二值变量，将男性赋值为1，女性赋值为0；关于婚姻状况marriage，对其进行重新赋值，若样本处于在婚状态（包括初婚与再婚）则赋值为1，否则赋值为0；受教育程度education为受访者接受正规教育的年数；关于健康状况health，根据被访者对“与同龄人相比，您目前的健康状况是”这一问题做出的自评进行衡量，“非常不好”赋值为1，“非常好”赋值为5，即数值越大意味着其身体健康状况越好。

此外，还控制了影响劳动供给的省份特征因素，包括失业率、产业结构以及人均GDP。其中，失业率unemploy以各省份的城镇登记失业率衡量；产业结构industry为样本所在省份的第二、三产业产值占地区生产总值的比例；各省份的人均GDP进行了对数化处理。上述省份特征变量的数据均来自《中国统计年鉴》。表1汇报了各变量的定义及描述性统计结果。

表1　变量定义与描述性统计

变量名称	变量符号	定义	均值	标准差
劳动供给	labor	劳动供给时间（小时/周）	53.75	15.25
幸福感	happiness	很不幸福=1～非常幸福=5	3.73	0.83
收入预期	expect	下降=1～大幅度上升=4	2.86	0.71
性别	gender	男性=1，女性=0	0.52	0.50
年龄	age	受访年份-出生年份	37.32	8.72
受教育程度	education	受正规教育的年限	10.62	3.32
婚姻状况	marriage	在婚状态=1，否则=0	0.85	0.36
健康状况	health	非常不好=1～非常好=5	4.30	0.75
失业率	unemploy	各省份城镇登记失业率	2.91	0.66
产业结构	industry	第二、三产业占GDP比例	0.93	0.04
人均GDP	lnpgdp	各省份GDP/总人口（取对数）	11.05	0.40

3　实证结果与分析

3.1　基准回归结果

表2汇报了基于模型（1）得到的回归结果，列（1）～列（3）为逐项回归，其中，列（1）为不加入控制变量的结果，列（2）和列（3）依次加入了个体特征和省份特征控制变量。列（1）中，幸福感系数为-1.011且在5%的水平上显著；逐步加入控制变量后，幸福感系数绝对值增大，显著性水平提升至1%。列（4）在列（3）基础上聚类到省份层面，除系数显著性有略微差别，结果与列（3）基本一致。以

表2　基准回归结果

变量	因变量：劳动供给			
	（1）	（2）	（3）	（4）
幸福感	-1.011**	-1.089***	-1.134***	-1.134**
	（0.396）	（0.403）	（0.404）	（0.465）
性别		2.792***	2.816***	2.816***
		（0.611）	（0.611）	（0.660）
年龄		0.397	0.388	0.388*
		（0.270）	（0.268）	（0.204）
年龄平方		-0.688**	-0.660*	-0.660**
		（0.342）	（0.340）	（0.271）
受教育程度		-1.222***	-1.162***	-1.162***
		（0.107）	（0.109）	（0.091）
婚姻状况		2.176**	2.163**	2.163**
		（0.879）	（0.883）	（0.952）
健康状况		0.926**	0.967**	0.967*
		（0.443）	（0.443）	（0.475）
失业率			1.146*	1.146
			（0.693）	（0.895）
产业结构			32.291*	32.291
			（18.044）	（21.026）
ln（人均GDP）			-4.118***	-4.118**
			（1.490）	（1.731）
时间固定	控制	控制	控制	控制
R^2	0.008	0.078	0.085	0.085
F统计量	6.506	29.682	23.473	51.359
观测值	2 324	2 324	2 324	2 324

注：列（4）聚类到省份层面；括号内为稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

列(3)结果为基准可知，乡城流动人口幸福感每提高一个单位，每周劳动时间减少约 1.13 h。这意味着，乡城流动人口幸福感上升，其劳动供给时间将显著减少，这一结果证实了 H1。

3.2 内生性检验

为缓解劳动供给与幸福感之间潜在反向因果关系导致的内生性偏误，选择亲朋信任与外人信任作为工具变量，采用两阶段最小二乘法(IV-2SLS)进行估计，结果如表 3 所示。工具变量的选择需同时满足相关性与外生性：首先，在相关性方面，既有研究表明，对亲友及普遍他人的信任能够增强个体的社会归属感、安全感和支持感，是提升幸福感的重要心理社会资源[28]。其次，在外生性方面，信任被视为一种相对稳定、内化的心理特质，虽然其可能通过社会网络对信息获取等产生一定影响，但它并不直接决定个体在劳动力市场中的实际工作时间配置。CHIP 问卷中有关信任的问题是“您认为亲戚朋友可信吗?”和“您认为除了亲戚朋友以外的其他人可信吗?”回答选项包括“很不可信”“不太可信”“一般”“比较可信”“非常可信”，将上述回答依次赋值为 1～5，以此衡量亲朋信任与外人信任，数值越大表示信任度越高。亲朋信任反映基于血缘、地缘的关系纽带所带来的情感性支持，外人信任则反映对普遍社会成员与制度环境的信心，二者结合可更全面地体现个体信任水平。

由表 3 可知，第一阶段回归中，亲朋信任、外人信任与幸福感显著正相关。弱工具变量检验的 Wald F 统计量为 21.765，大于 10%水平的临界值 19.93，表明亲朋信任、外人信任与幸福感之间存在强相关性，不存在弱工具变量问题。Hansen J 过度识别检验的 P 为 0.913，不能拒绝工具变量外生的原假设，这说明以亲朋信任和外人信任为工具变量满足排他性约束，即信任水平只通过影响幸福感而间接影响劳动供给，没有其他直接影响渠道。综上，亲朋信任与外人信任是幸福感的有效工具变量。DWH 检验的 P 为 0.031，拒绝幸福感外生的原假设，表明的确存在内生性问题，因此有必要使用工具变量法重新估计模型。第二阶段估计结果显示，在处理内生性后，乡城流动人口的幸福感仍然显著负向影响劳动供给。同时，幸福感回归系数的绝对值增大，这说明若忽略内生性问题，将会低估其对劳动供给的真实影响。

3.3 稳健性检验

变量选择偏差可能会导致基准回归的结果受到干扰，为了进一步验证研究结果的可信度，可以通过替换核心解释变量、更换估计模型和增加控制变量三种方法进行稳健性检验。对于替换核心解释变量，首先计算样本幸福感的平均值，其次以平均值作为参照，构建数值为 0、1 的二值变量，若样本的幸福感得分大于平均值，则将之赋值为 1，若小于平均值则赋值为 0。表 4 列(1)和列(2)汇报了基于上述方法构建的解释变量回归结果，可以发现，无论是普通最小二乘法(ordinary least square，OLS)还是两阶段最小二乘法(Two stage least square，2SLS)，乡城流动人口幸福感对劳动供给时间依然产生显著负向影响，由此说明在替换核心解释变量后，分析结果仍与基准回归结果相似，实证结果是稳健的。

列(3)和列(4)为更换估计模型的结果。由于 CHIP 并非追踪调查数据，因此无法固定个体效应，在基准回归中仅固定了时间效应，列(3)和列(4)则在此基础上进一步固定省份效应。由于省份固定效应已经包含样本所在省份的宏观经济特征，因此列(3)和列(4)未加入省份特征的控制变量。结果显示，幸福感系数仍显著为负。此外，还通过增加控制变量的方法进行稳健性检验，增加的变量为受访当年样本所在省份的城镇化率，数据来自对应年份的《中国统计年鉴》。城镇化率作为地区发展的宏观指标，其变化反映经济社会结构的整体转型，对劳动者的行为选择会产生一定影响。如表 4 列(5)和列(6)所示，地区城镇化率显著负向影响乡

表 3 内生性检验

变量	(1)	(2)
	第一阶段(幸福感)	第二阶段(劳动供给)
亲朋信任	0.077***	
	(0.020)	
外人信任	0.094***	
	(0.023)	
幸福感		−6.796**
		(2.856)
个体特征	控制	控制
省份特征	控制	控制
时间固定	控制	控制
R^2	0.118	
K-P Wald F		21.765
Hansen J 检验(P)		0.012
		(0.913)
DWH 检验(P)		4.643
		(0.031)
观测值	2 123	2 123

注：亲朋信任、外人信任变量存在缺失值，因此样本量减少；括号内为稳健标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表4　稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	替换变量	替换变量	双向固定	双向固定	增加变量	增加变量
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
幸福感_1	−2.060***	−15.486**				
	(0.665)	(6.653)				
幸福感			−1.135***	−7.882***	−1.133***	−6.936**
			(0.407)	(2.881)	(0.403)	(2.853)
城镇化					−0.236***	−0.180*
					(0.087)	(0.097)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征	控制	控制	未控制	未控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定	未控制	未控制	控制	控制	未控制	未控制
R^2	0.086		0.095		0.088	
K-P Wald F		14.685		22.896		21.904
F统计量	23.895	16.704	25.431	10.061	21.908	17.312
观测值	2 324	2 123	2 324	2 123	2 324	2 123

注：括号内为稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

城流动人口的劳动供给，这表明城镇化进程可能伴随劳动力市场制度规范，在城镇化率高的地区，流动人口受到的劳动保护往往更强，非正规就业减少，从而降低平均工时。此外，幸福感仍然显著负向影响劳动供给，再次验证实证结果的稳健性。

3.4　异质性检验

个体特征差异可能会导致乡城流动人口幸福感影响劳动供给的效应出现不同的特征，为了考察是否存在这种异质性，将样本分别划分为不同性别组、不同年龄组以及不同教育程度组进行分组回归，实证回归结果如表5所示。其中，列(1)和列(2)汇报了按照不同性别进行分组的回归结果，列(1)表示女性样本回归，列(2)表示男性样本回归。由结果可以看出，分性别回归后，乡城流动人口幸福感对其劳动供给的负向影响依然通过了检验，女性和男性样本的幸福感回归系数均在5%的水平上显著，但系数大小存在一定差异，对于女性样本，幸福感提升对劳动供给时间的减少作用略小于男性样本。

对于不同年龄组，考虑到样本年龄跨度较大，年龄均值约为37岁，且大多数样本的年龄集中于25～50岁，因此将这一年龄段划分为两组，分别为25～37岁和38～50岁(均包括端点值)，异质性检验的回归结果对应于表5列(3)和列(4)。数据结果表明，对于25～37岁的样本，幸福感提升在1%的水平上显著减少了乡城流动人口的劳动供给时间，但是对于38～50岁的样本却没有相似结论，其回归系数并不显著。这可能是因为青年群体通常处于职业探索与家庭形成期，劳动供给更具弹性，幸福感提升会促使其追求工作-生活平衡；中年群体面临更强的家庭经济负担与相对固化的职业路径，其劳动供给刚性更强，因此幸福感的效应不明显。

表5　按性别、年龄、教育分组的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	女性	男性	25～37岁	38～50岁	低教育	高教育
幸福感	−1.136**	−1.194**	−1.595***	−0.664	−1.159**	−0.863
	(0.554)	(0.577)	(0.562)	(0.671)	(0.480)	(0.672)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.105	0.067	0.137	0.033	0.033	0.060
F统计量	16.127	9.821	16.357	3.830	6.061	3.654
观测值	1 114	1 210	1 130	907	1 741	583

注：列(1)和列(2)未控制性别；括号内为稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

表5列(5)和列(6)汇报的是不同教育程度组的回归结果。根据样本的文化程度将其分为两组，分别为低教育水平组和高教育水平组，其中，低教育水平组的文化程度为高中及以下(包括职高、中专)，高教育水平组的文化程度为大专及以上，回归结果分别对应于列(5)和列(6)。数据显示，对于低教育水平组，幸福感对劳动供给的影响系数在5%的水平上显著为负，但对于高教育水平组，幸福感对劳动供给的影响作用并不明显。低教育群体更多从事低稳定性、高替代性的工作，其劳动供给对幸福感变化更为敏感；高教育群体通常拥有更强的就业保障与职业发展空间，其劳动决策更受长期职业规划影响，因而对短期幸福感波动的反应相对不显著。

3.5　中介效应检验

为探究收入预期在幸福感影响劳动供给过程

中的中介作用，根据上文构建的中介效应模型进行估计，回归结果如表6所示。表6列(2)结果表明，乡城流动人口幸福感对其收入预期产生显著的正向影响，估计系数为0.209，且通过了1%的显著性水平检验，这说明幸福感提升可增强乡城流动人口对未来收益的预估，塑造更高的收入信心。对于乡城流动人口而言，幸福感带来的乐观预期实质上降低了其对未来经济不确定性的感知，从而可能重新评估劳动与闲暇的边际效用。具体而言，当个体预期未来收入更有保障时，为预防风险而进行超时劳动的动机便会减弱，转而追求闲暇或个人发展。因此，幸福感通过提升收入预期，缓解乡城流动人口的过度劳动倾向，从而减少其劳动供给时间，H2得到证实。

表6　中介效应检验结果

变量	(1)	(2)
	劳动供给	收入预期
幸福感	−1.299***	0.209***
	(0.462)	(0.023)
个体特征	控制	控制
省份特征	控制	控制
时间固定	控制	控制
R^2	0.091	0.088
F统计量	20.642	14.730
观测值	1 749	1 749
Sobel检验	−2.119**	
Bootstrap检验的置信区间	[−0.473，−0.015]	

注：中介变量存在缺失值，因此样本量减少；括号内为稳健标准误；*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

为验证结论的稳健性，分别进行Sobel检验和Bootstrap检验。由表6可知，Sobel检验的Z统计量为−2.119，在5%的水平上显著。1 000次抽样的Bootstrap检验结果显示，间接效应的置信区间为[−0.473，−0.015]，不包含0，进一步证实中介效应的显著性。因此，幸福感不仅直接负向影响劳动供给，而且会通过提升收入预期这一心理机制间接减少劳动时间。

4　结论和启示

本文使用2013年和2018年中国家庭收入调查数据，从理论和实证两方面研究了乡城流动人口幸福感对劳动供给的影响，主要研究结论如下：①乡城流动人口幸福感显著负向影响其劳动供给，提高幸福感水平可以有效缓解乡城流动人口的过度劳动问题；②异质性分析表明，乡城流动人口幸福感对劳动供给的负向影响存在显著群体差异，在男性、低年龄及低教育水平群体中效应更强；③在影响机制方面，幸福感提升会通过提高收入预期进而缓解乡城流动人口的过度劳动倾向。

基于上述研究结论，提出如下政策建议。

(1)加强对流动人口的社会支持，特别是在心理健康、教育和社会福利等方面。通过加大基础设施建设力度，同时提供更加完善的社会保障体系，减轻流动人口在异乡的生活压力，从而增强其社会安全感和归属感，提高幸福感水平。

(2)针对不同群体的差异，制定差异化的政策。对于男性和年轻群体，可以加强职业技能培训，提升其职场竞争力，帮助他们更好地融入劳动市场。同时，对于低学历群体，可以通过提供教育培训机会和职业晋升路径，帮助其获得更好的收入和职业发展，从而有效提高幸福感，进而缓解过度劳动现象，促进劳动供给的合理平衡。

(3)推动经济结构调整和产业升级，提高低收入流动人口的薪资水平。通过稳定就业市场、实施最低工资保障以及制定合理的收入分配政策，确保乡城流动人口的收入能够与其劳动付出相匹配，从而增强他们对未来收入的预期，降低过度劳动倾向。进一步地，地方政府应根据地区经济水平差异，灵活制定不同的薪资政策，确保低收入地区的流动人口能够分享到经济发展带来的福利，进而提高其整体幸福感。

参考文献

[1] 庞洪伟，巩艳红. 西藏居民主观幸福感的就业效应分析——以日喀则市为例[J]. 西藏民族大学学报(哲学社会科学版)，2018，39(2)：108-114.

[2] JOSHANLOO M，JOVANOVIĆ V. The relationship between gender and life satisfaction：analysis across demographic groups and global regions[J]. Archives of Women's Mental Health，2020，23(6)：763-776.

[3] KARWETZKY C，MICHAELSEN M M，WERDECKER L，et al. Happiness revisited：correlations and differences in life satisfaction over the span of life：an empirical evaluation based on data from 1 597 individuals aged 12-94[J]. Frontiers in Psychology，2022，13：837638.

[4] MORENO A D，ABAD F J，CABALLERO F F. Evidence on the bidirectional relationship between health and life satisfaction in older adults[J]. Journal of Happiness Studies，2022，23(4)：1675-1694.

[5] 郭策. 相貌对居民主观幸福感的影响——兼论后天因素的调节作用[J]. 科技和产业，2025，25(5)：336-341.

[6] 邓小惠，向燕辉. 婚姻是幸福的坟墓吗？——基于中国家庭追踪调查的双重差分倾向得分匹配法的估计[J]. 心

理科学，2023，46(3)：635-643.
[7] 成旻昱，潘爱民，沈波澜. 受教育年限、阶层认同与幸福感——来自委托——代理理论和CGSS的证据[J]. 科学决策，2023(7)：117-132.
[8] VIRGOLINO A，COSTA J，SANTOS O，et al. Lost in transition：a systematic review of the association between unemployment and mental health[J]. International Journal of Mental Health，2022，51(2)：128-146.
[9] 周雅玲，肖忠意，于文超. 通货膨胀、自有住房与城镇居民主观幸福感[J]. 中国经济问题，2017(3)：50-63.
[10] 赵昕东，赵德金. 收入不平等对居民幸福感的影响研究[J]. 科学决策，2024(3)：1-20.
[11] 崔巍，邱丽颖. 户籍身份、社会分割与居民幸福感——基于不同影响机制的实证研究[J]. 经济学家，2019(1)：80-86.
[12] 屈沙，刘孝斌. 公平感知、社会资本与居民主观幸福感——基于CGSS2017数据的实证检验[J]. 投资研究，2022，41(5)：25-36.
[13] 潘丹，胡启志. 主观感知的环境污染对农民幸福感的影响[J]. 中国人口·资源与环境，2022，32(9)：119-131.
[14] MATSUI R. Emotion as a catalyst for creativity in decision-making[J]. Psychological Studies，2025，70：417-429.
[15] GUO Q，ZHENG W，HAN Z. The prevalence of positive affect over negative affect in adolescents' well-being：moderating role of individualism[J]. Journal of Happiness Studies，2024，25(3)：1-16.
[16] 田柳，李玉梅，冯敬宇. 中国居民主观幸福感及其分布的变化趋势——兼论中国是否存在幸福悖论[J]. 劳动经济研究，2024，12(6)：70-100.
[17] YE M，ZHANG J，LI H. Twins，income and happiness：evidence from China[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences，2023，120(25)：e2221884120.
[18] NG W. Subjective well-being：outcomes，personality differences，well-being boosting interventions and future directions[J]. Journal of Happiness Studies，2025，26：147.
[19] DE NEVE J E，OSWALD A J. Estimating the influence of life satisfaction and positive affect on later income using sibling fixed effects[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences，2012，109(49)：19953-19958.
[20] 李环，向程，李月娴，等. 旅游目的地居民主观幸福感与亲旅游行为研究——以阆中市五龙村为例(英文)[J]. Journal of Resources and Ecology，2025，16(4)：1219-1230.
[21] 孙瑾，陈晨. 资源类型对绿色消费的影响：时间还是金钱更有效？[J]. 心理科学进展，2024，32(1)：39-57.
[22] KRAUSE A. Don't worry，be happy? happiness and re-employ-ment[J]. Journal of Economic Behavior & Organization，2013(96)：1-20.
[23] 李树，陈刚. 幸福的就业效应——对幸福感、就业和隐性再就业的经验研究[J]. 经济研究，2015，50(3)：62-74.
[24] LAWES M，HETSCHKO C，SCH? B R，et al. Examining interindividual differences in unemployment-related changes in subjective well-being：the role of psychological well-being and re-employment expectations[J]. European Journal of Personality，2025，39(1)：24-45.
[25] 高晶晶，朱逸杉，王霞. 抑郁倾向对中国中老年群体劳动参与的影响——基于CHARLS面板数据的实证分析[J]. 劳动经济研究，2018，6(1)：63-80.
[26] 张熠，陶旭辉，宗庆庆. 去留之间：流动人口储蓄和劳动决策的分析[J]. 财经研究，2021，47(5)：94-108.
[27] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济，2022(5)：100-120.
[28] 袁正，夏波. 信任与幸福：基于WVS的中国微观数据[J]. 中国经济问题，2012(6)：65-74.

Impact of Rural-urban Migrants' Happiness on Labor Supply: An Empirical Analysis Based on CHIP Data

WANG Xiuzhi，GUO Chuyan
(School of Economics & Management，Nanchang Hangkong University，Nanchang 330063，China)

Abstract：Based on the data from the China Household Income Project (CHIP) in 2013 and 2018，the impact of happiness on the labor supply of rural-urban migrants was explored. The findings reveal that happiness significantly negatively affects the labor supply of rural-urban migrants，and enhancing happiness helps alleviate their overwork. This effect exhibits notable group heterogeneity，being more pronounced among males，younger individuals，and those with lower education levels. Mechanism analysis indicates that increased happiness primarily strengthens individuals' positive expectations for future income，thereby reducing their tendency to overwork. Therefore，measures such as strengthening social support，formulating differentiated policies and promoting economic restructuring and income distribution optimization should be adopted to enhance the happiness of migrants，facilitate a reasonable balance in their labor supply and improving their well-being.

Keywords：rural-urban migrants；happiness；labor supply