

# 工作让生活更美好:就业质量视 角下的幸福感研究<sup>\*</sup>

卿石松 郑加梅

**内容提要:**基于 2003—2010 年多轮中国综合社会调查(CGSS)数据,经验评估就业质量对幸福感的影响与作用机制,并为城镇居民幸福感的走势变迁提供解释。研究结果表明,工作是获取幸福感的重要来源,但并非任意工作,而是只有高质量就业才能提升幸福感。作为就业质量的主观评价指标,工作满意度与幸福感显著正相关,对工作表示非常不满意的就业人员,其幸福感水平甚至低于无业人员。路径分析发现,劳务派遣和零散工等不稳定的非正规就业,既对幸福感具有直接的负作用,又通过降低工作满意度和收入公平感而对幸福感产生间接影响。通过结构方程模型和双变量有序 probit 模型解决内生性问题之后,研究结论在幸福感的单项与多维度测量指标之间,以及不同年度调查数据之间保持稳健一致。积极就业政策背景下就业状况的改善,是理解中国居民幸福感水平自 20 世纪 90 年代持续下降而在 2003 年左右开始触底反弹的可行路径。推动实现更高质量的就业,不仅能够提升民生幸福,也是促进经济社会转型发展的重大举措。

**关键词:**就业质量 幸福感 工作满意度 非正规就业 生活满意度

**作者简介:**卿石松,华东师范大学社会发展学院人口研究所副教授,200241;

郑加梅,上海金融学院国际经贸学院、国购·自贸区金融研究院讲师,201209。

**中图分类号:**F061.4    **文献标识码:**A    **文章编号:**1002-8102(2016)04-0134-15

## 一、引言

提升居民幸福感是以改善民生为重点的社会建设时期的重要议题。自改革开放以来,中国的经济成就令人刮目相看,但一些研究却得出中国居民幸福感持续下滑的困惑结论。例如,Brockmann, Delhey, Welzel 和 Yuan(2009)、Knight 和 Gunatilaka(2011)利用世界价值观调查(WVS)数据,声称自 1990 年以来中国平均的总体生活满意度不断下降。<sup>①</sup> 这似乎为“Easterlin 幸福悖论”提供了证据支持,即幸福感取决于相对收入而非绝对收入,收入差距或收入不平等会拉低幸福感。尽管这一假说充满争议,但它或许可以解释中国的幸福感为何没有随经济发展而提高。不过,在收入差距问题没有根本扭转的情况下,有证据显示近年来幸福感水平随经

\* 基金项目:国家社科基金重点项目“推动实现更高质量的就业研究”(批准号:13AZD005);上海市哲学社会科学规划课题“就业质量对主观幸福感的影响及其提升对策研究”(批准号:2013ESH001)。感谢匿名审稿人提出的建设性意见建议,感谢曾湘泉、陆铭,以及董志强等中国劳动学会劳动科学教育分会年会与会专家对文章初稿的评论意见。

① 主观幸福感(subjective well-being)和生活满意度(life satisfaction)存在细微的差别,但经常交替使用而不做区分。

济增长而上升(刘军强等,2012)。如何理解这种看似矛盾和困惑的现象,正是本文的动机和出发点。

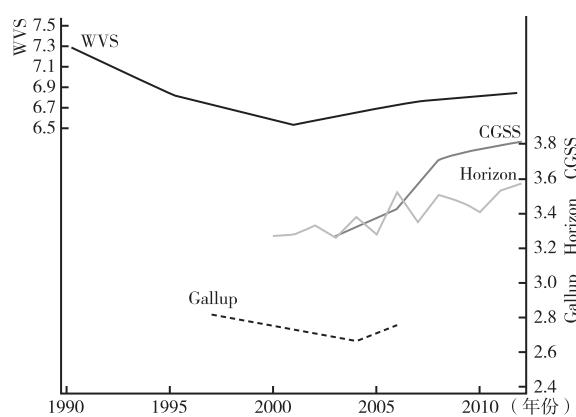


图1 1990—2012年中国居民幸福感U型变化趋势

资料来源:世界价值观调查(WVS)(1—10标度)、盖洛普(Gallup)调查(1—4标度)、中国综合社会调查(CGSS,1—5标度)和零点研究咨询公司(Horizon)生活质量调查(1—5标度)。

城市居民的生活满意度呈总体上升趋势。由此可见,U型走势刻画了中国居民生活幸福感水平变化趋势的清晰图景,将似乎有冲突的研究结果给串起来。那些倾向于幸福感下降的研究背景,其实是U型走势的下降部分,而幸福感上升的背景实为其反弹阶段。

然而,更为关键的问题是,幸福感曲线呈U型走势的动力机制是什么。Easterlin,Morgan,Switek和Wang(2012)排除人均GDP、人口城乡结构转变等因素的影响,发现城镇劳动力市场就业状况对幸福感具有根本性的推动作用。事实上,就业关乎生计、关乎尊严,既是获取生活资料的主要方式,也是获得身份地位和社会认同,以及个人发展的重要途径。因此,失去工作会导致幸福感下降,但不仅仅是工作本身,工作的某些特征和性质,如工作稳定性、工作自主权和职业发展机会,即工作的好坏或就业质量是幸福感的重要决定因素(Dolan,Peasgood和white,2008)。一份称心如意的工作能够提高生活幸福感,反之,对工作非常不满意的就业人员,其幸福感水平甚至低于失业人员(Dockery,2005;Grun,Hauser和Rhein,2010)。也即是说,拥有一个坏苹果可能还不如没有苹果。因为接受工作意味着劳动者要承受劳动付出带来的负效用,以及失去对时间的自由支配。从这个意义上来说,只有高质量的就业才是有利可图的。

在此基础上,大量研究利用工作稳定性、工作自主权和职业发展机会等作为就业质量的评价指标,并分析其对主观幸福感的影响。例如,Carr和Chung(2014)利用欧洲社会调查(ESS)数据发现,就业人员感知的工作不稳定(insecurity)对生活满意度具有显著的负作用。Witte(1999)甚至发现不稳定的工作,几乎与失去工作一样,对幸福感具有显著的消极作用。Knabe和Rätzel(2010)对此做了解释,因为就业预期与就业状况一样都对幸福感具有重要影响,没有工作但如果相信能够很快就能找到工作的失业人员,其幸福感水平可能高于从事不稳定工作的就业者。Drobnič,Beham和Präg(2010)利用芬兰、瑞典和英国等欧洲7个国家的生活质量调查数据发现,工作稳定(包括就业和收入稳定)对生活满意度具有直接作用,而工作自主权和职业发展机会则通过工作满意度间接作用于生活满意度。Coad和Binder(2014)采用德国经济社会追踪调查(SOEP)数据进行研究,其结果表明工作自主权对生活满意度具有正向的因果关系。

调整焦距,从一个更长的时间视角来看,中国居民幸福感并没有呈现单调下降或上升趋势,而是随经济社会体制转型,先下降后又逐渐反弹。从图1可以看出,时间跨度最长的世界价值观调查(WVS)表明,1990—2012年中国居民生活满意度呈现U型曲线形状。尽管2012年中国平均的生活满意度6.85仍然低于1990年的7.29,但总体生活满意度在2001年触底反弹也是客观事实。盖洛普(Gallup)调查也得到类似结果,前一段时间中国居民的生活满意度下降,2004年后开始回升。与之对应,2003年以来的中国综合社会调查(CGSS)也发现生活幸福感逐渐提高。零点研究咨询集团(Horizon)针对36个大中城市生活质量的调查也表明,2000年以来

临时工作和兼职等非正规就业可定义为低质量就业(Leschke 和 Andrew, 2014),其对幸福感具有负面影响。Buddelmeyer, Mcvicar 和 Wooden(2015)利用澳大利亚住户追踪调查数据,发现临时工作和劳务派遣等非正规就业人员的工作满意度明显低于永久雇员。进一步地分析发现,临时工作对生活满意度也具有负面影响,并可归因于工作不稳定(Dawson, Veliziotis 和 Hopkins, 2014)。尽管兼职工作被认为具有较高的时间灵活性,但 Berger(2013)利用德国经济社会追踪调查(SOEP)数据,发现从事非全职工作的育龄妇女,其生活满意度低于退出劳动力市场照料儿童的全职妈妈。Brereton, Clinch 和 Ferreira(2008)针对爱尔兰的研究也发现兼职工作对生活满意度具有显著负作用,尤其是男性。

国内相关研究确认就业状况对幸福感的重要影响,然而大多只是把就业状况作为二分变量处理,主要考察是否工作或失业对幸福感的影响(如罗楚亮, 2006; 陈钊等, 2012; Jiang, Lu 和 Sato, 2012)。毋庸讳言,作为一个转型中的发展中国家,我国非正规就业、劳动报酬低、工作时间长和劳动条件差等低质量就业问题突出,由此衍生“穷忙”“蚁族”“过劳死”等现象,给人民的生活福祉造成了极大的负面影响。由此,我们自然会提出这样的问题,拥有工作总比没有工作好吗,或者说,什么样的工作才能让生活更美好呢?在实现更高质量的就业,不断提高人民群众生活质量成为中国经济社会发展核心议题的背景下,探究就业质量对幸福感的影响,提出对策建议,重要性不言而喻。

鉴于此,我们借助多轮中国综合社会调查数据,经验分析就业质量对幸福感的影响与作用机制。就业质量是一个多维度概念,有宏观和微观之分。宏观层面的就业质量(employment quality)与国际劳工组织的体面劳动(decent work)相近,主要指一个国家或经济体总体的就业环境和条件,包括工资水平、失业率和劳动关系状况等指标维度(赖德胜等, 2011)。本文考虑的是微观个体层面的工作质量(job quality),包含工资、工作时间、工作稳定性、工作自主权和工作价值等特征维度,以及工作与劳动者的匹配状况等(Munoz De Bustillo 等, 2011)。由于就业质量的结构维度在理论上并没有统一标准,构建一个综合的就业质量指数在操作上也很困难。何况,如果先得到一个高度抽象化的就业质量指数或分数,再分析其对幸福感的作用,势必无法知道具体是哪些就业质量维度、哪些工作特征对幸福感有影响。实践应用中,大量文献采用关键维度,如工作稳定性等对就业质量进行测量,并考察其对幸福感的作用。考虑到本文的重点并非是就业质量的内涵和结构维度的测量,因此,结合中国就业市场二元分割的实际,并借鉴 Buddelmeyer 等(2015)的做法,我们把零散工和劳务派遣等不稳定的非正规就业作为就业质量的测量指标,探究其对幸福感的影响。与正规部门的正规就业相比,非正规就业面临工作时间长、工资低、福利少,岗位缺乏稳定性等特点(吴要武、蔡昉, 2006),可以说是典型的低质量就业,用此衡量就业质量是合适的。同时,一些研究则主张利用工作满意度作为就业质量的综合评价指标(Clark, 2005)。不仅因为它可以简化就业质量的定义和测量,而且认为个体劳动者对工作的感受才是最直接、最重要的。基于此,本文除利用不稳定的非正规就业客观评价就业质量外,也采用工作满意度作为就业质量的主观评价指标。

本文的主要内容和贡献体现在三个方面:(1)从客观的非正规就业和主观的工作满意度两个角度引入就业质量概念并分析其对幸福感的影响,丰富和发展就业状况与幸福感关系的研究结论;(2)针对劳务派遣与零散工等不稳定就业影响居民幸福感的机制进行分析,主要检验和识别直接作用以及通过降低工作满意度和收入公平感而产生的间接作用,拓展分析就业质量影响幸福感的路径;(3)利用 2003—2010 年系列调查数据,从就业质量视角为积极就业政策背景下城镇居民幸福感上升趋势提供新的解释,有利于学术界和政府部门深化理解就业质量的民生意义,进一步完善就业战略和政策。

## 二、数据、变量与方法

### (一) 数据来源

本文数据来源于中国人民大学和香港科技大学合作开展的中国综合社会调查(CGSS),包括2003、2006、2008和2010年共四轮调查。该调查以全国1%人口抽样调查结果为样本框,对全国28个省、市、自治区的区(县)、街道(镇)、居委会、住户和居民采用分层的四阶段PPS不等概率抽样。根据研究目的,我们对样本进行了筛选,研究对象为16~60岁的城镇地区样本,包括农村进城务工人员,但不包括正在上学或参军、丧失劳动能力和没有非农工作经历(包括从未工作过和务农),以及料理家务和离退休人员等,也排除在家庭企业工作、自由职业者、个体户和企业主等非雇佣就业样本。

### (二) 测量指标与变量选取

#### 1. 主观幸福感

主观幸福感是本研究的被解释变量,主要测量长期情绪体验或生活满意度。中国综合社会调查采用广泛使用和可靠有效的方式,即单项综合的自陈量表法,利用被调查者对生活满意度(life satisfaction)或快乐(happiness)的主观评价得分而加以测量。幸福感得分统一采用升序排列,即1—5分别表示“很不幸福”“不幸福”“一般”“幸福”和“很幸福”。

历次调查数据的描述性结果表明,幸福感平均得分在2003—2010年上升。幸福感的平均得分已由2003年的3.26提高到2010年的3.82。<sup>①</sup>从图2可以看出,平均的幸福感水平上升的主要原因是表示生活“幸福”的比例显著增加,从2003年的31.86%增加到2010年的59.52%。“很幸福”的比例也明显上升。介于幸福与不幸福之间(“一般”)的比例大大下降,从2003年的51.45%下降到2010年的16.83%。而“不幸福”或“很不幸福”的比例基本没有变化。

#### 2. 核心解释变量

就业状况对幸福感的影响是本文关注的重点,分别从是否就业、就业类型和总体工作满意度三个维度对此进行评估分析见表1。从表中可以看出,调查时点有工作的样本比例超过80%,且在2003—2010年间略有上升。与2003年相比,2008年就业人员对工作表示“很不满意”和“不太满意”的比例明显下降,“比较满意”的比例上升,使得工作满意度平均得分提高。2006年工作满意度的原始平均值为2.66,如果每一个值都乘以1.25而转化为可与2003年和2008年比较的平均值,则其平均得分为3.32。由此可见,从主观评价来看,就业质量在2003—2008年有所提升。

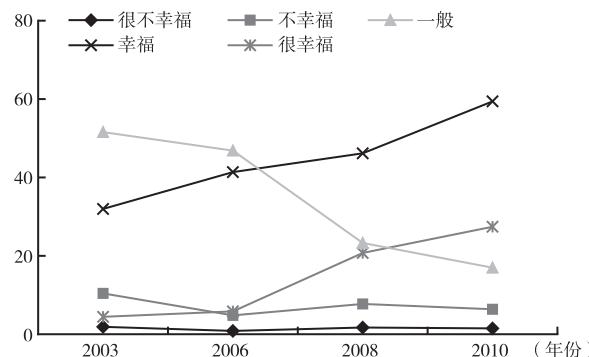


图2 2003—2010年城镇居民幸福感变化趋势

<sup>①</sup> 通过对未加筛选的原始数据的计算表明,2003、2006、2008和2010年平均值分别为3.27、3.45、3.77和3.82,农村居民的幸福感相对较低,但也呈上升态势,平均值从2006年的3.39提高到2010年的3.69(2003年无农村样本)。

表 1

样本就业状况

变量	2003 年	2006 年	2008 年	2010 年
有工作	76.62	79.99	86.09	86.27
无业	23.38	20.01	13.91	13.73
劳务派遣与零散工	5.95	4.14	6.69	10.22
受雇于固定雇主	70.67	75.86	79.39	76.04
工作很不满意	5.24	5.59	1.61	—
工作不太满意	13.53	28.33	8.63	—
工作满意度一般	37.06	—	42.05	—
工作比较满意	37.30	60.58	44.53	—
工作很满意	6.87	5.50	3.17	—
工作满意度平均值	3.15	3.32(2.66)	3.39	—

注: 表中数字除工作满意度平均得分之外, 其余变量汇报的是百分比(%)。2003 年和 2006 年没有劳务派遣分类, 仅包括半职就业和没有固定雇主的零散工, 其他年份指的是劳务派遣和零散工的汇总。工作满意度平均值及分布仅限就业样本。

### 3. 控制变量

除了就业状况, 为了避免遗漏变量造成的偏误, 我们同时控制了在既有研究中已被证实可能影响幸福感的其他解释变量。其中, 收入因素与幸福感的关系是幸福经济学的核心议题。本文的收入变量包括绝对收入和相对收入变量。以个体全部的年收入(包括职业收入和非职业收入)作为绝对收入的指标。相对收入的测量则与闰丙金(2012)做法类似, 采用含义更广且与收入相关的社会经济地位的主观评价指标, 包括被调查者本人对目前社会经济地位的评价<sup>①</sup>、当前经济状况与过去 3 年或 10 年的比较, 以及家庭经济地位的评价,<sup>②</sup>从而避免研究者衡量相对收入时参照组选择不当的问题。此外还包括大量人口学特征, 如性别、年龄、教育程度和健康状况(“比较健康”或“很健康”的为 1, 否则为 0), 以及宗教信仰(有任一信仰的为 1, 否则为 0)和住房状况(有全部产权住房的为 1, 否则为 0)等。根据幸福感研究发现, 幸福感与年龄之间存在 U 型关系。因此, 在模型中控制年龄及其平方项。

表 2 对变量的基本特征及其变化趋势做了描述。从样本情况来看, 年收入水平在 2003—2010 年有所提高。觉得自己的社会经济地位在过去一段时间上升了的比例越来越高, 2010 年达到 47.58%。性别、年龄和婚姻结构在四次调查样本中没有明显的变化, 女性平均占 45% 左右, 总体平均年龄为 38 岁左右, 已婚比例接近 80%。在教育程度的构成中, 大专和本科及以上所占的比例提高。中共党员的比例在 2006 年和 2008 年略低, 2010 年回升到 19%。

① 在 2003 年调查问卷中, 被调查者要求回答“与同龄人相比, 您本人的社会经济地位是较高、差不多、较低和不好说?”。我们把回答“较高”的为 1, 回答“差不多”或“较低”的为 0(回答“不好说”的定义为缺失值)。2006 年的调查者要回答“在您看来, 您本人的社会经济地位属于上层、中上层、中层、中下层还是下层?”, 我们把回答“上层”和“中上层”的定义为 1, 代表经济地位较高, 其余为 0。2008 年和 2010 年的问题为 10 分制“您认为您自己在哪个等级上?”(1 代表等级最高, 10 代表等级最低), 相应地, 我们把 1—4 等级重新定义为 1, 表示社会经济地位较高, 而其余的为 0。

② 2003 年和 2006 年要求被调查者回答“您家庭的社会经济地位在本地属于上层、中上层、中层、中下层还是下层?”, 我们由此构建二元虚拟变量, 回答“中上层”和“上层”的定义为 1, 中层及以下的为 0。而 2008 年和 2010 年的被调查者要求回答“您家的家庭经济状况在当地属于哪一档?”(从远低于平均水平至远高于平均水平共 5 个刻度), 相应地, 我们把回答“高于平均水平”和“远高于平均水平”定义为 1, 平均水平及以下的为 0。

表 2

样本基本特征分析

变 量	2003 年	2006 年	2008 年	2010 年
年收入(对数)	8.17	8.66	9.56	9.27
本人社会经济地位较高	3.93	3.78	13.12	5.99
本人社会经济地位上升	29.84	20.77	44.61	47.58
家庭社会经济地位较高	4.96	4.71	6.00	10.42
女性	44.97	45.86	43.18	45.61
年龄	38.41	37.28	36.54	38.70
初中及以下	39.41	35.46	32.04	32.83
高中	35.75	38.14	35.66	29.22
大专	17.04	16.14	17.24	19.09
本科及以上	7.79	10.25	15.06	18.86
中共党员	18.53	11.48	16.41	19.00
未婚	11.13	19.90	20.13	16.50
已婚	84.60	76.14	76.21	78.74
离婚/丧偶	4.27	3.96	3.66	4.75
农村户口	6.61	14.76	15.51	19.28
宗教信仰	—	10.49	7.38	9.38
健康	—	—	73.71	72.34
全产权住房	44.10	48.72	49.07	—

注:表中数字除观测量之外,年收入(对数)和年龄为平均值,其余变量是百分比(%).2003年无被调查者的宗教信仰和健康状况,2006年无被调查者的健康信息,而2010年无住房产权信息。

### (三)分析方法

本文的被解释变量,主观幸福感是有序离散变量的形式。我们遵循国内外研究文献的通用处理方式,在回归分析中采用 ordered probit 模型考察就业质量对幸福感的作用。而在机制分析和稳健分析部分,使用路径分析和潜变量测量模型等结构方程方法。

由于就业类型与工作满意度之间具有较强的相关性,参考 Grun 等(2010)的做法,我们在幸福感的估计方程中,分别考察工作满意度与就业类型对幸福感的影响。首先,我们以没有工作的样本为参考组,构建是否就业的虚拟变量,考察就业对幸福感的影响效应,以此作为分析的逻辑起点;其次,把就业样本按照工作满意度细分,以没有工作的样本为参考组,按照工作满意度得分构建虚拟变量组,以此考察就业质量主观评价与幸福感的关系;再次,按照就业类型细分就业样本,考察劳务派遣、零散工等不稳定的低质量就业对幸福感的影响及其作用机制。

## 三、回归分析结果与讨论

### (一)就业与幸福感

理论预期工作对幸福感具有重要影响。有序 probit 回归结果显示(见表 3),在控制绝对收入、

相对经济收入和个体特征变量后,与没有工作的人相比,有工作的人具有较高的幸福感。研究结果在2003、2006、2008和2010年四轮调查数据中稳健一致。同时,为了进一步检验结论的可靠性并验证幸福感的增长趋势,我们利用2003—2010年的混合横截面数据,并考虑到潜在的能力、需求和期望等异质性问题,将其细分为城镇户口、农村户口、男性和女性等子样本做相关分析。结果表明,除了农村户口子样本,就业与幸福感的正向关系在所有子样本都得到稳健一致的结果。<sup>①</sup>农村户口居民是否就业与幸福感没有显著关系,一种可能情况是农村劳动力具有回农村务农的退路,因而失去工作的负面影响较小;另外一种更有可能的解释则是农村转移劳动力的就业质量较差,工作可有可无而无法提高幸福感。

在控制变量中,我们的结果表明,绝对收入水平和相对收入都是幸福感的决定因素,这为以往的同类研究提供了新的证据。不仅个人的绝对收入水平与幸福感正相关,社会经济地位、家庭社会经济地位,以及社会经济地位的变化都对幸福感具有重要影响。社会经济地位处于“中上层”或“上层”的人,幸福感高于社会经济地位处于“平均水平”“中下层”或“下层”的人。家庭社会经济地位对幸福感也具有类似的作用。从历史和动态变化的视角来看,与过去一段时间相比,个人社会经济地位上升对幸福感具有重要影响。

表3 幸福感影响因素 ordered probit 回归结果

解释变量	2003年	2006年	2008年	2010年	混合样本	城镇户口	农村户口
有工作	0.350***	0.266***	0.482***	0.154*	0.322***	0.357***	0.123
女性	0.210***	0.131***	0.265***	0.119**	0.175***	0.169***	0.176***
年龄	-0.053**	-0.112***	-0.118***	-0.095***	-0.097***	-0.087***	-0.141***
年龄平方	0.001**	0.001***	0.001***	0.001***	0.001***	0.001***	0.002***
高中	0.038	0.161***	0.273***	0.067	0.123***	0.121***	0.104
大专	0.213***	0.298***	0.324***	0.189**	0.279***	0.283***	0.158
本科及以上	0.245**	0.319***	0.466***	0.029	0.254***	0.257***	0.180
党员	0.232***	0.239***	0.079	0.157***	0.162***	0.160***	0.179
已婚	0.393***	0.593***	0.236**	0.554***	0.449***	0.468***	0.385***
离婚/丧偶	-0.466***	-0.402***	-0.262	-0.245*	-0.343***	-0.344***	-0.366
农业户口	-0.071	-0.061	0.041	-0.087	-0.068*	—	—
年收入对数	0.019*	0.025**	0.057**	0.016	0.023***	0.021***	0.031**
本人经济地位	0.295***	0.245	0.248***	0.346***	0.326***	0.355***	0.031
经济地位上升	0.563***	0.396***	0.152***	0.201***	0.302***	0.313***	0.223***
家庭经济地位	0.520***	0.407**	0.155	0.304***	0.333***	0.328***	0.406***
全产权住房	0.092*	0.227***	0.124**	—	—	—	—
宗教信仰	—	0.107	0.055	0.198**	—	—	—
健康	—	—	0.488***	0.510***	—	—	—
2006年	—	—	—	—	0.270***	0.292***	0.114
2008年	—	—	—	—	0.589***	0.595***	0.578***
2010年	—	—	—	—	0.668***	0.676***	0.598***
样本量	2290	2402	1694	2611	9008	7738	1270
拟 R <sup>2</sup>	0.111	0.0955	0.0856	0.0818	0.0961	0.103	0.0761

注:(1)本表给出的是各解释变量对幸福感的 ordered probit 模型的估计系数。(2)\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下通过检验。下表同。(3)篇幅所限,省略标准误,也没有列出省份虚拟变量和幸福感切点值的回归系数。

① 限于篇幅,没有列出男性和女性子样本回归结果,如感兴趣,可向作者索取。

值得一提的是,混合数据回归模型年份虚拟变量的回归结果表明,居民幸福感水平具有上升趋势。该项研究结果在城市户口、农村户口,以及男性和女性子样本中稳健。结合表3的回归系数和上文表1变量均值的变化趋势,我们就可以得出,近十年幸福感的上升,一个重要的解释可能是就业质量的提高,例如2008年的工作满意度相比2003年有了显著提升。就业质量与幸福感的关系正是下文的分析重点。

其他控制变量对幸福感的影响与已有文献基本一致。女性的幸福感水平或生活满意度高于男性,幸福感与年龄呈U形关系。同时,受教育程度对幸福感具有积极影响,受过高中、大专,以及大学本科以上教育样本的幸福感要显著地高于初中及以下文化程度的样本。中共党员身份对幸福感有显著影响,特别是对拥有城市户口的人来说。婚姻使人幸福,因为我们发现已婚或同居有伴侣的样本,其幸福感要显著地高于未婚样本。然而,“不幸”的婚姻也会让人觉得更不幸福,因为离婚或丧偶者的幸福感显著低于未婚群体。与李涛等(2011)、林江等(2012)的结论一致,已购房(全部产权)的幸福感更高。关于宗教信仰与幸福感的关系,我们的结果与边燕杰、肖阳(2014)的发现一致,除了2010年两者存在显著的正相关之外,宗教信仰与幸福感并不存在显著的关系。良好的健康状况能够显著提高幸福感,自我认为身体“较健康”或“很健康”人,相比其他人具有更高的幸福感。

## (二)工作满意度与幸福感

以上分析表明,有工作的人比没有工作的人更幸福,那么是不是任何工作都比没有工作好呢?我们以工作满意度作为就业质量指标,以此考察就业质量与幸福感的关系(见表4)。

研究结果支持工作场所的主观感受与幸福感正相关,这与Nielsen,Smyth和Yin(2011)、杨玉文等(2010)的研究结论是一致的。<sup>①</sup>从表4可以看出,只有工作满意度“一般”“比较满意”和“很满意”的人,其幸福感水平才高于没有工作的人。拥有工作但对工作表示“不满意”或“很不满意”的就业人员,他们的幸福感并不高于没有工作的人。研究结果在男性、女性和城市子样本是稳健一致的(限于篇幅没有列出相关结果)。对于农村转移就业人员来说,只有那些对工作表示“很满意”的人,其幸福感才高于没有工作的人,而对工作表示“不满意”或“很不满意”的农村转移就业人员的幸福感甚至低于没有工作的样本。由此,也就解释了上文得出的农村转移就业人员的幸福感,并不像城镇户籍居民那样,显著高于没有工作的样本。这也从侧面反映了我国农村进城务工人员的就业环境和就业条件相对较差的客观事实。

表4 工作满意度对幸福感的影响

解释变量	2003年		2006年		2008年		2003年和2008年混合	
	全部	农村	全部	农村	全部	农村	全部	农村
很不满意	-0.217	-0.896	-0.191	-0.223	-0.159	-0.118	-0.189	-0.581*
不满意	-0.015	-0.688	-0.042	-0.635**	0.074	-0.699	0.009	-0.646**
一般	0.297***	0.253	—	—	0.464***	0.054	0.320***	0.009
比较满意	0.723***	0.308	0.577***	-0.110	0.854***	0.437	0.770***	0.388
很满意	1.173***	1.489*	1.474***	0.776**	1.152***	-0.039	1.130***	0.422
样本量	2256	141	2095	316	1607	256	3863	397
拟R <sup>2</sup>	0.138	0.318	0.137	0.163	0.103	0.158	0.135	0.153

注:参考组为没有工作的样本,控制变量与表3一致(结果略),2010年没有工作满意度调查。

<sup>①</sup> 如果在有工作的样本之间进行比较,以“很不满意”为参考组,发现对工作“不满意”的幸福感水平没有显著变化,只有工作满意度“一般”“比较满意”和“很满意”的人才具有较高的幸福感。

上述分析表明,作为就业质量的主观评价指标,工作满意度与总体生活满意度或幸福感显著相关。但鉴于工作满意度与幸福感关系的复杂性,因果作用方向还有待进一步分析,下文将通过结构方程模型以及幸福感和工作满意度的潜变量测量模型等方法,对此展开相关讨论。

### (三) 工作稳定性与幸福感

基于工作满意度与幸福感的显著关系,可以预期影响工作满意度的工作特征可能直接影响幸福感。因为零散工和劳务派遣等在工作稳定性,以及薪酬福利和工作条件等多个方面表现较差,于是我们按照是否受雇于固定雇主区分就业质量的高低,考察就业质量与幸福感之间的关系(见表 5)。

关于工作稳定性与幸福感的关系,年度样本和混合样本得到了基本稳健的结果。与预期一致,不稳定的非正规就业无法提升幸福感。受雇于固定雇主的工作有利于提升幸福感,而劳务派遣与零散工等不稳定就业,与没有工作相比,并不能够显著提高生活幸福感。这个结论在上述其他子样本得到一致验证(2008 年子样本回归结果除外)。甚至在 2006 年调查数据模型中,劳务派遣和零散就业人员的幸福感低于没有工作的样本,即一份差工作还不如没有工作。不过,农村户口就业人员的幸福感和没有工作的人并无显著差异,这与上文的结果是一致的。

**表 5** 工作稳定性对幸福感的影响

解释变量	2003 年	2006 年	2008 年	2010 年	混合样本	城市户口	农村户口
派遣与零散工	-0.042	-0.310**	0.262*	0.032	0.050	0.044	-0.032
受雇于固定雇主	0.415***	0.326***	0.516***	0.186**	0.368***	0.404***	0.167
样本量	2290	2402	1694	2611	9008	7738	1270
拟 R <sup>2</sup>	0.114	0.100	0.0868	0.0825	0.0981	0.105	0.0777

注:参考组为没有工作的样本,控制变量与表 3 相同(结果略)。

同时,在限定就业样本并以受雇于固定雇主为参考的条件下,研究发现劳务派遣和零散工就业人员的幸福感低于受雇于固定雇主的就业人员。这与国内外大量研究发现工作不稳定降低幸福感的结论是类似的(Dawson 等,2014)。在此基础上,可以预期工作稳定性对工作满意度具有重要影响,进而对幸福感产生作用。结合劳动力市场实际,我国劳务派遣员工与正式职工“同工不同酬”的问题突出,由此产生收入不公平感,并进一步降低主观幸福感。于是,本文重点从工作满意度和收入公平感两个角度,识别和检验不稳定的非正规就业作用于幸福感的路径。考虑到数据的可得性,本文主要利用 2008 年的中国综合社会调查数据,路径分析结果支持了我们的研究假设(见图 3)。

从图 3 可以看出,派遣和零散工不仅与幸福感存在直接的负相关,而且通过对工作满意度的负面影响而间接降低幸福感(路径系数都在 1% 的显著性水平上统计显著)。此外,由于众所周知和广受诟病的“同工不同酬”问题,劳务派遣和零散工通过降低收入公平感而间接影响幸福感(路径系数都在 1% 的显著性水平上统计显著)。由此推理,研究结果也为以往研究发现收入差距或收入不公平降低幸福感的结论提供了证据支持。

至此,我们考察了就业状况、工作满意度,以及工作类型对幸福感的影响。研究结论支持了以往研究文献发现就业是幸福感重要决定因素的结论。我们的研究还表明,不管是采用工作满意度作为就业质量的指标,还是以派遣和零散工等不稳定就业来衡量就业质量,研究结果都一致表明,只有“好工作”才能让人更幸福。

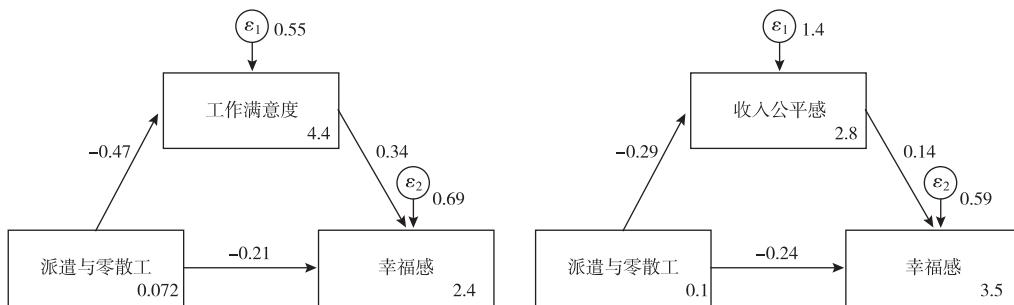


图3 劳务派遣和零散工对幸福感的作用路径

#### 四、稳健与拓展分析

幸福感和工作满意度是无法直接观察的变量,潜在的测量误差、反向因果和遗漏变量都可能导致研究结果的偏误。尽管单项式的自陈量表法得到广泛认可,但多项自陈量表得到的幸福感或满意度指标更加可靠。下文将进一步采用多维度量表和潜变量测量模型、结构方程,以及双变量有序 probit 模型对变量因果关系开展稳健分析与检验。

##### (一) 幸福感的另一种测量:多维度生活满意度

在现有文献中,生活满意度也通常作为幸福感的测量指标。2006 年中国综合社会调查针对家庭经济、家庭关系、人际关系、健康、住房和居住环境(社区)等生活领域的满意度做了评价(其他年份没有类似量表)。由于观察到的幸福感或生活满意度得分,可能同时受到就业状况以及无法测量的其他背景变量的影响,满意度得分或各维度满意度得分的平均值并不是幸福感本身有效的测量指标,合适的做法是从多维度指标得分中提取出高度抽象的潜在测量指标。同时考虑到生活满意度与就业状况变量之间的因果关系较为复杂,而结构方程模型(SEM)融合了潜变量测量、联立方程模型与路径分析,在提取无法观察的潜变量的同时,实现了线性因果关系模型的构建。因此,我们采用适用于潜变量的结构方程模型开展相关分析。

潜变量测量模型的结果表明,潜在的生活满意度与家庭经济等 7 个领域的满意度得分之间都具有显著的正相关关系,内部信度超过 0.7,由此构造得到的生活满意度指标是合理的。在此基础上,分别对是否有工作与工作类型虚拟变量进行结构方程模型的回归分析。其他控制变量与上文保持一致,研究发现工作状况、就业质量与幸福感具有稳健一致的关系。<sup>①</sup>

从图 4 中的左图可以发现,有工作的样本,其平均的生活满意度水平显著高于没有工作的人(稳健标准误为 0.031,  $p=0.000$ )。然而,进一步地分析发现,劳务派遣与零散工对生活满意度没有显著影响( $p=0.173$ ),只有受雇于固定雇主的人,其生活满意度水平才显著高于没有工作的人( $p=0.000$ )。由此,我们通过结构方程模型控制内生性和测量误差之后,依然发现就业及就业质量对幸福感具有稳健一致的积极影响。

##### (二) 工作满意度多维度测量与因果作用方向

遵循前例,我们依然采用结构方程模型,从多个维度的工作满意度得分中提取潜在的工作满意度指标,并分析工作满意度潜变量对幸福感得分的影响。数据来自于 2008 年的调查数据,被调查者评价了薪酬、福利和工作条件等 8 个子维度的工作满意度得分。测量模型的结果表明,潜在

<sup>①</sup> 篇幅所限,其他变量与幸福感的关系不再赘述,仅在图 4 中表明核心解释变量与幸福感的关系。

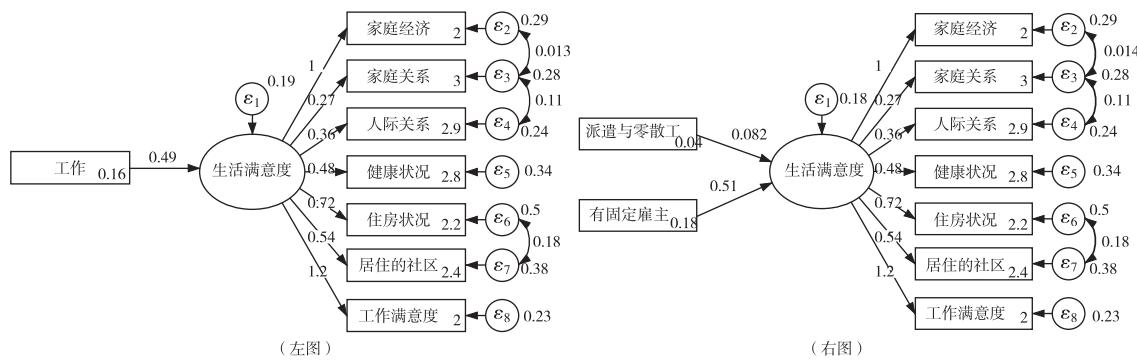


图 4 生活满意度潜变量模型回归结果

的工作满意度与薪酬、福利等子维度满意度的路径系数都通过显著性检验,且测量信度较高( $\alpha=0.8370$ ),由此构建的满意度评价指标是合理的。

工作满意度潜变量对幸福感得分的因果作用方向得到结构方程模型的验证。如图 5 中的左图所示,通过多维度指标提取出来的工作满意度潜变量,对幸福感具有显著的正作用(稳健标准误为 0.040,  $p=0.000$ )。至此,数据分析的结果再次表明,工作满意度对幸福感的显著正作用是稳健可靠的。不过,工作满意度与幸福感之间是否存在反向因果关系,在理论和经验证据方面都没有确定一致的结论(Bowling, Eschleman 和 Wang, 2010)。一方面,工作满意度与幸福感可看作是部分与整体的关系,因果方向是工作满意度作用于幸福感。另一方面,幸福感可能是一般化或更深层次的情感倾向,这种情感倾向会影响对工作等生活领域满意度的认知。于是,我们拓展上面的结构方程模型,加入幸福感作用于工作满意度的方向并进行数据检验。回归结果如图 5 的右图所示,工作满意度作用于幸福感的因果方向保持稳健(路径系数为正且显著,  $p=0.000$ ),但幸福感作用于工作满意度的因果方向没有得到统计上的证据支持(路径系数不显著,  $p=0.368$ )。这些强有力的证据表明工作满意度能够提升幸福感,而不是因为幸福的人,其工作满意度也高,这与 Coad 和 Binder(2014)等学者的研究结果是一致的。

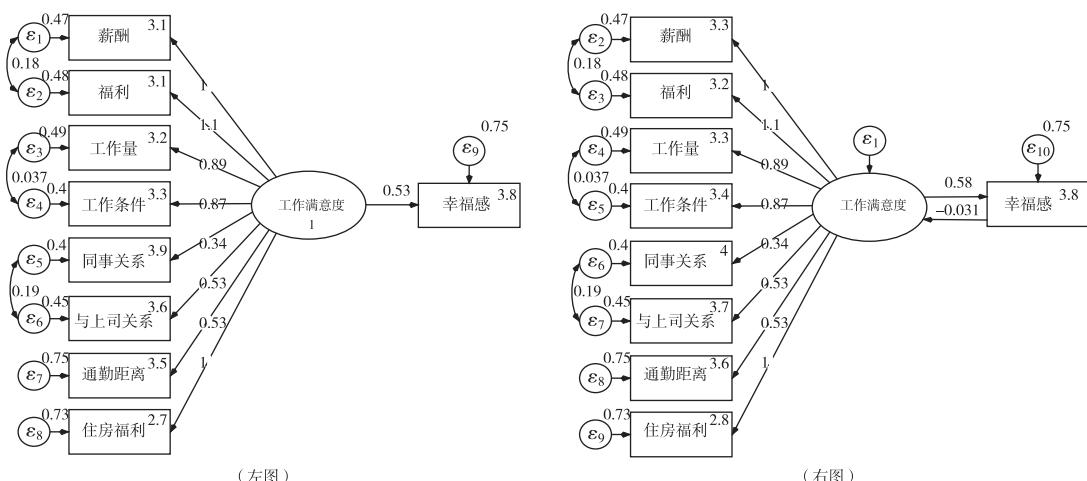


图 5 工作满意度测量及其与幸福感的作用方向

### (三) 工作稳定性的内生性检验

上文利用潜变量和结构方程模型,解决幸福感、工作满意度的测量误差和内生性问题,验证了

变量之间的因果作用关系。不稳定工作与幸福感之间,也可能因反向因果、遗漏变量(如同时影响幸福感和工作稳定性的人格特质等)而存在潜在的内生性问题,使得估计结果不可靠。解决内生性问题的常用方法是工具变量法,但由于幸福感和表征工作稳定性的就业类型都是离散变量,基于连续变量的两阶段回归等工具变量方法不再有效,需要采用双变量有序 probit 模型(Sajaia, 2008)。该模型采用完全信息的最大似然估计和蒙特卡洛模拟方法,比两步法或两阶段最小二乘法更有效,已得到学界的广泛认可和使用(Suknark, Sirisrisakulchai 和 Sriboonchitta, 2016)。

于是,我们建立双变量有序 probit 模型,并利用 2008 年调查数据进行分析。在劳务派遣与零散工的决定模型中,控制劳动者的人口学特征变量。其中,采用被调查者所在地级市层面的劳动合同签订率,衡量劳动力市场监管力度并把它作为劳务派遣与零散工的工具变量。因为劳动市场监管力度越强,法律执行和监督检查力度越大,就业保护越好,劳务派遣等灵活而不稳定工作的概率就低,但它又与幸福感没有直接关系(见表 6)。

表 6 工作稳定性与幸福感双变量有序 probit 模型回归

变 量	派遣与零散工	幸 福 感
劳动合同签订率	-0.760***	—
派遣与零散工	—	-0.528**
女性	-0.167	0.308***
年龄	0.131***	-0.148***
年龄平方	-0.002**	0.002***
高中	-0.592***	0.451***
大专	-0.495***	0.471***
本科及以上	-0.488***	0.626***
党员	-0.465**	0.234
已婚	-0.197	0.271**
离婚/丧偶	0.016	-0.293
农业户口	0.275**	-0.016
年收入对数	—	0.055
本人经济地位	—	0.234**
经济地位上升	—	0.132**
家庭经济地位	—	0.162
全产权住房	—	0.181***
宗教信仰	—	0.056
健康	—	0.493***
$\rho(\text{athrho})$	-0.189(.255)	—

表 6 的回归结果表明,内生性检验的辅助参数  $\rho(\text{athrho})$  和对数似然比都没有通过显著性检验,不能拒绝劳务派遣与零散工为外生变量的假设,这说明并不存在严重的内生性问题。第一阶段的回归结果可以发现,地级市层面的劳动合同签订率的提高能够降低派遣与零散工就业概率,符合预期的分析。在考虑了潜在的内生性问题之后,依然发现派遣与零散工就业人员的幸福感得分显著低于受雇于固定雇主的就业人员,与前文结果保持一致,工作不稳定降低幸福感的结论是可靠的。同时,幸福感与其他控制变量之间的关系也保持稳健。

综上所述,就业质量能够提升主观幸福感的结论是令人信服的。在利用潜变量对幸福感和工

作满意度改进测量后,结构方程模型结果支持工作满意度作用于幸福感的因果方向,幸福感作用于工作满意度的反向因果关系没有得到支持。同时,在进一步解决劳务派遣与零散工的内生性问题后,我们依然发现只有受雇于固定雇主的稳定工作才对幸福感具有显著的正作用。

## 五、结论与启示

本文利用多轮全国性随机抽样调查数据,对就业状况与幸福感的关系进行深入细致分析,从就业角度为城镇居民主观幸福感的变迁提供解释。该研究丰富和深化了学术界对就业状况影响主观幸福感及其作用机制的认识,也为就业质量的民生意义提供了证据支持,具有丰富的研究和政策启示意义。

本文的研究结果为就业对幸福感具有积极作用的结论提供了证据支持,但我们对此作了更多和更进一步的分析。发现并非任意工作,而是只有高质量就业才能提升幸福感。在控制绝对收入水平和相对收入,以及性别、年龄和婚姻状况等个体特征后,尽管就业人员平均的幸福感水平较高,但深入分析发现只有满意的工作才能提升幸福感,对工作不满意或很不满意的就业人员,其幸福感水平甚至低于没有工作的群体。与利用工作满意度作为就业质量主观评价指标的分析结果一致,对劳务派遣与零散工等不稳定的低质量就业人员来说,其幸福感水平与没有工作的样本没有显著差异。事实上,与受雇于固定雇主的稳定就业相比,劳务派遣与零散工等不稳定就业与城镇居民的主观幸福感水平显著负相关。路径分析发现,劳务派遣与零散工不仅对幸福感具有直接的负作用,而且通过降低工作满意度和收入公平感而对幸福感产生间接的负面影响。

在此基础上,本文利用潜变量测量、结构方程模型和双变量有序 probit 模型,解决幸福感和工作满意度的测量问题以及内生性问题。分析结果表明,工作满意度与不稳定就业对幸福感的因果作用方向是可靠的,而且主观幸福感对工作满意度没有显著的反向因果关系。此外,基于不同年度和不同群体子样本分析结果也是稳健一致的。然而,由于资料限制,本文对就业质量的讨论,主要利用工作满意度,以及劳务派遣等不稳定就业对就业质量加以概括性测量,后续研究可在细化就业质量内涵和维度的基础上,深化就业质量与幸福感的研究。

本研究为破解中国城镇居民主观幸福感的 U 型走势提供了思路。在控制收入变化的情况下,居民幸福感水平在 2003—2010 年稳步回升。显然,经济增长并不足以解释居民幸福感的变化,因为这与 20 世纪 90 年代经济快速增长而幸福感下降的现象是不一致的。然而,幸福感变化趋势与就业形势是高度契合的。中国自 20 世纪 80 年代中后期开始对“固定工”就业制度实施渐进的增量改革后,1997—2000 年在“减员增效”的目标下进一步实施激进的存量改革,大批职工下岗,城镇失业率急剧上升,并在 2000—2003 年达到最大值(蔡昉,2004;曾湘泉、于泳,2006)。2002 年党的“十六大”第一次明确提出“社会就业比较充分”的目标,开始实施积极的就业政策,并把增加就业作为政府宏观调控的目标之一,以后相继提出充分就业和就业优先战略。失业率自 21 世纪初得以稳定并开始下降(都阳、陆旸,2011)。同时加强劳动制度建设,通过《劳动合同法》等加强对非正规就业的规制,劳动力市场法制化、正规化取得明显效果。在就业率上升的同时,本文的研究数据显示就业质量也有所提高。由此推理,本文关于就业质量与幸福感关系的结论,是理解城镇居民主观幸福感变化趋势的可行路径。

就业质量不仅是提升居民幸福感的关键因素,而且对推动经济社会转型发展也具有重要的作用。提高就业质量和更加重视改善民生幸福,不仅不会加剧中国劳动力市场上的就业压力,反而可能推动经济社会的转型升级发展,提高经济增长的质量和效益。因为在人口结构转变和素质提升的背景下,提升就业质量是提高劳动生产率和促进经济转型发展的重要途径,很难想象低质量就业能够维持经济社会的持续发展。由此可见,推动实现更高质量的就业,既是国民追求幸福生活的期盼,也是当前经济转型发展的内在需求,需要引起高度重视。基本原则是坚持扩大就业和

提高就业质量并举的发展观,实现经济社会的包容性发展。加强和完善劳动力市场制度建设,创造和提供更多、更好的就业岗位,让亿万劳动者共享经济社会发展的成果。在当前的经济新常态背景下,需要细分劳动群体并了解他们的需求,采取分层分类的针对性措施,促进就业质量并提升居民幸福感。针对劳务派遣与零散工等低质量就业人员,研究结论支持对劳务派遣和灵活用工制度采取必要的规制,防止滥用劳务派遣的雇佣行为,促进劳动力市场的正规化,增加工作的稳定性和安全性。就白领职工而言,需要增加职业发展和自我实现的机会,促进工作-生活平衡,提升工作与生活品质,进而提高劳动效率和促进经济的转型发展。

#### 参考文献:

1. 边燕杰、肖阳:《中英居民主观幸福感比较研究》,《社会学研究》2014年第2期。
2. 蔡昉:《中国就业统计的一致性:事实和政策涵义》,《中国人口科学》2004年第3期。
3. 陈钊、徐彤、刘晓峰:《户籍身份、示范效应与居民幸福感:来自上海和深圳社区的证据》,《世界经济》2012年第4期。
4. 都阳、陆旸:《中国的自然失业率水平及其含义》,《世界经济》2011年第4期。
5. 赖德胜、苏丽锋、孟大虎、李长安:《中国各地区就业质量测算与评价》,《经济理论与经济管理》2011年第11期。
6. 李涛、史宇鹏、陈斌开:《住房与幸福:幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题》,《经济研究》2011年第9期。
7. 林江、周少君、魏万青:《城市房价、住房产权与主观幸福感》,《财贸经济》2012年第05期。
8. 刘军强、熊谋林、苏阳:《经济增长时期的国民幸福感——基于CGSS数据的追踪研究》,《中国社会科学》2012年第12期。
9. 罗楚亮:《城乡分割、就业状况与主观幸福感差异》,《经济学(季刊)》2006年第2期。
10. 闻丙金:《收入、社会阶层认同与主观幸福感》,《统计研究》2012年第10期。
11. 吴要武、蔡昉:《中国城镇非正规就业:规模与特征》,《中国劳动经济学》2006年第2期。
12. 杨玉文、李慧明、翟庆国:《情感、工作满意度及幸福感的关系研究》,《软科学》2010年第2期。
13. 曾湘泉、于泳:《中国自然失业率的测量与解析》,《中国社会科学》2006年第4期。
14. Berger, E. M., Happy Working Mothers? Investigating the Effect of Maternal Employment on Life Satisfaction. *Economica*, Vol. 80, No. 317, 2013, pp. 23—43.
15. Bowling, N. A., Eschleman, K. J., & Wang, Q., A Meta-analytic Examination of the Relationship Between Job Satisfaction and Subjective Well-being. *Journal of Occupational & Organizational Psychology*, Vol. 83, No. 4, 2010, pp. 915—934.
16. Brereton, F., Clinch, J. P., & Ferreira, S., Employment and Life-Satisfaction: Insights from Ireland. *Economic and Social Review*, Vol. 39, No. 3, 2008, pp. 207—234.
17. Brockmann, H., Delhey, J., Welzel, C., & Yuan, H., The China Puzzle: Falling Happiness in a Rising Economy. *Journal of Happiness Studies*, Vol. 10, No. 4, 2009, pp. 387—405.
18. Buddelmeyer, H., McVicar, D., & Wooden, M., Non-Standard “Contingent” Employment and Job Satisfaction: A Panel Data Analysis. *Industrial Relations*, Vol. 54, No. 2, 2015, pp. 256—275.
19. Carr, E., & Chung, H., Employment Insecurity and Life Satisfaction: The Moderating Influence of Labour Market Policies across Europe. *Journal of European Social Policy*, Vol. 24, No. 4, 2014, pp. 383—399.
20. Clark, A., What Makes a Good Job? Evidence from OECD Countries. In Bazen, S., Lucifora, C., Salverda, W. (eds.), *Job Quality and Employer Behaviour*. Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2005, pp. 11—30.
21. Coad, A., & Binder, M., Causal Linkages between Work and Life Satisfaction and their Determinants in a Structural VAR Approach. *Economics Letters*, Vol. 124, No. 2, 2014, pp. 263—268.
22. Dawson, C., Veliziotis, M., & Hopkins, B., Temporary Employment, Job Satisfaction and Subjective Well-Being. *Economic and Industrial Democracy*, 2014, forthcoming.
23. Dockery, A. M., The Happiness of Young Australians: Empirical Evidence on the Role of Labour Market Experience. *Economic Record*, Vol. 81, No. 255, 2005, pp. 322—335.
24. Dolan, P., Peasgood, T., & White, M., Do we Really Know What Makes US Happy? A Review of the Economic Literature on the Factors Associated with Subjective Well-Being. *Journal of Economic Psychology*, Vol. 29, No. 1, 2008, pp. 94—122.
25. Drobníč, S., Beham, B., & Prág, P., Good Job, Good Life? Working Conditions and Quality of Life in Europe. *Social Indicators Research*, Vol. 99, No. 2, 2010, pp. 205—225.
26. Easterlin, R. A., Morgan, R., Switek, M., & Wang, F., China’s Life Satisfaction, 1990—2010. *Proceedings of the*

National Academy of Sciences , Vol. 109, No. 25, 2012, pp. 9775—9780.

27. Grun, C. , Hauser, W. , &Rhein, T. , Is Any Job Better Than No Job? Life Satisfaction and Re-employment. *Journal of Labor Research* , Vol. 31, No. 3, 2010, pp. 285—306.

28. Jiang, S. , Lu, M. , &Sato, H. , Identity, Inequality, and Happiness: Evidence from Urban China. *World Development* , Vol. 40, No. 6, 2012, pp. 1190—1200.

29. Knabe, A. , &Rätzel, S. , Better an Insecure Job Than No Job at All? Unemployment, Job Insecurity and Subjective Well-Being. *Economics Bulletin* , Vol. 3, No. 30, 2010, pp. 2486—2494.

30. Knight, J. , &Gunatilaka, R. , Does Economic Growth Raise Happiness in China? *Oxford Development Studies* , Vol. 39, No. 1, 2011, pp. 1—24.

31. Leschke, J. , & Andrew, W. , Challenges in Constructing a Multi-dimensional European Job Quality Index. *Social Indicators Research* , Vol. 118, No. 1, 2014, pp. 1—31.

32. Munoz De Bustillo, R. , Fernandez-Macias, E. , Esteve, F. , &Anton, J. , E Pluribus Unum? A Critical Survey of Job Quality Indicators. *Socio-Economic Review* , Vol. 9, No. 3, 2011, pp. 447—475.

33. Nielsen, I. , Smyth, R. , &Yin, L. , The Moderating Effects of Demographic Factors and Hukou Status on the Job Satisfaction-Subjective Well-being Relationship in Urban China. *International Journal of Human Resource Management* , Vol. 22, No. 6, 2011, pp. 1333—1350.

34. Sajaia, Z. , Maximum Likelihood Estimation of a Bivariate Ordered Probit Model: Implementation and Monte Carlo Simulations, *The Stata Journal* , Vol. 4, No. 2, 2008, pp. 1—18.

35. Suknark, K. , Sirisrisakulchai, J. &Sriboonchitta, S. , Modeling Dependence of Health Behaviors Using Copula-Based Bivariate Ordered Probit. In Huynh, V. , Kreinovich, V. , &Sriboonchitta, S. (eds.), *Causal Inference in Econometrics*. Springer International Publishing, 2016, pp. 295—306.

36. Witte, H. D. , Job Insecurity and Psychological Well-being: Review of the Literature and Exploration of Some Unresolved Issues. *European Journal of Work and Organizational Psychology* , Vol. 8, No. 2, 1999, pp. 155—177.

## **Job Quality and Subjective Well-being in Urban China**

QING Shisong(East China Normal University, 200241)

ZHENG Jiamei (Shanghai Finance University, 201209)

**Abstract:** In this paper, we take subjective well-being (SWB) as an indicator of people's livelihood. Using data for urban China from the Chinese General Social Survey 2003—2010, we apply various subjective and objective indicators of job quality to address the question of whether and how job quality contributes to SWB in China. Using ordered probit estimator, our analysis supports that job is an important source of SWB. However, not any job, but only high quality job can increase SWB. As a subjective job quality indicator, overall job satisfaction has a strong positive impact on SWB, and often workers with low job satisfaction are worse off than those without a job. In terms of objective indicators of job quality, we also find that there is no significant difference in SWB between dispatched or casual workers and unemployed. The results of path and mechanism analysis indicate that dispatched or casual work not only lowers individual SWB directly, but also decreases SWB indirectly by lowering job satisfaction and the sense of income equity. Using life satisfaction index for measuring SWB, our findings are consistent with that using one item self-reported well-being as an overall indicator. By this reason, the increase trend of SWB in China in recent ten years can be partly attributed to the improving of job quality under active labor market policy. We hope that the findings of this research will contribute to shaping public policies aiming at enhancing the quality of employment and in turn workers' well-being.

**Keywords:** Job Quality, Subjective Well-being, Job Satisfaction, Nonstandard Employment, Life Satisfaction

**JEL:** I31, J28

责任编辑: 汀 兰