

中国女性流动人口主观幸福感研究

——基于对中国流动人口动态监测调查数据的分析

夏 伦¹ 沈寒蕾²

(1. 湖北经济学院统计学院 湖北武汉 430205; 2. 湖北大学数学与统计学院 湖北武汉 430062)

摘 要: 本文根据原国家计生委 2012 年中国流动人口动态监测调查数据, 描述分析了我国女性流动人口的幸福感状况, 并采用有序因变量模型分析了各影响因素对主观幸福感的影响程度。结果表明: 目前中国女性流动人口主观幸福感较高; 经济因素对主观幸福感有显著影响, 其中, 女性流动人口的绝对收入对主观幸福感有显著的正影响, 相对收入弱化了绝对收入对主观幸福感的影响; 非经济因素对主观幸福感也有显著影响, 其中婚姻状况、工作因素、住房状况、闲暇生活、政治权利等因素有正影响, 受教育程度与主观幸福感则呈现出负相关关系。

关键词: 女性流动人口; 主观幸福感; ordinal 回归

中图分类号: c924. 24 **文献标志码:** A **文章编号:** 2095 - 1124(2015) 04 - 0082 - 08

根据 2013 年 2 月 22 日国家统计局公布的《2012 年国民经济和社会发展统计公报》2012 年中国流动人口达到 2.36 亿, 占全国总人口的 17%, 相当于每 6 个人中就有一个是流动人口。^[1] 我国正在经历人类历史上最大规模的人口流动, 1982 年至 2012 年, 中国流动人口数量由 657 万上升到 2.36 亿。随着我国城市化、工业化的进一步推进, 人口流动将更加活跃, 大量人口将从农村流向城市, 从欠发达地区流向发达地区。按照国家计生委的预测, 到 2050 年, 流动人口规模将达到 3.5 亿人。^[2] 大规模的人口流动迁移为我国经济腾飞提供了丰富的劳动力, 促进了劳动力资源的优化配置, 提高了生产率, 为城市化、现代化的快速发展奠定了基础, 同时也使当今经济社会生活发生了最广泛、最深刻的变化。流动人口是我国经济发展和社会进步的重要推动力量。

在数量日趋庞大的流动人口中, 女性流动人口是其中的重要组成部分, 她们对中国经济的发展起到了越来越重要的作用。她们背井离乡之后的生活状况和她们在流入地的幸福感, 不仅关系到城镇化的发展质量, 更是构建“幸福社会”的重要因素。本文根据 2012 年中国流动人口动态监测数据对女性流动人口的幸福状况以及影响因素进行了深入的分析。

一、数据来源及描述性统计

(一) 流动人口的界定

流动人口是中国户籍制度条件下的一个概念, 指离开了户籍所在地到其他地方居住的人口。但目前对于离开的时间和空间尚无统一的定义。国际上类似的群体被称为“移民”(migration)。在中国, 流动人口的统计口径有多种, 最常见的是国家统计局和原国家计生委的统计口径。国家统计局流动人口的统计口径^[1]是指人户分离人口中扣除市辖区内人户分离的人口, 人户分离的人口是指居住地与户口登记地所在的乡镇街道不一致且离开户口登记地半年以上的人口, 市辖区内人户分离的人口是指一个直辖市或地级市所辖区内和区与区之间, 居住地和户口登记地不在同一乡镇街道的人口。而原国家计生委 2012 年对流动人口动态监测调查的统计口径为调查前一个月前来本地居住、非本区(县、市)户口并且调查年龄在 15~59 岁(即劳动年龄人口)的流入人口, 不包括配偶或子女为本地户籍人口以及调查时在车站、码头、机场、旅馆、医院等地点的流入人口。本文采用的是原国家计生委的统计口径。

(二) 数据来源及主观幸福感测量

本文采用的数据来源于 2012 年原国家计生委组织的全国流动人口动态监测调查。其调查对象为在流

收稿日期: 2015-05-27

作者简介: 夏伦(1985—), 男, 经济学博士, 讲师, 研究方向为经济统计及人口统计。

入地居住一个月以上,非本区(县、市)户口的15~59周岁流动人口;调查的主要内容包括个人基本情况、就业居住和医保、婚育情况与计划生育服务、生活与感受四部分;该调查以全国各地区流动人口的年报数据为基本抽样框,采取分层、多阶段、与规模成比例的PPS方法进行抽样,在全国31个省以及新疆生产建设兵团共抽取样本15.9万人,其中男性83140人,占比52.4%,女性75416人,占比47.6%。问卷中衡量幸福感^①的问题是“总的来说,您觉得自己幸福吗?”回答选项为“1.很幸福 2.幸福 3.一般 4.不幸福 5.很不幸福”。由于回答选项的赋值是反向的(1代表很幸福,⋯,5代表很不幸福),为了描述方便,我们将赋值调整为1代表很不幸福,⋯,5代表很幸福,调整之后,赋值越大表明幸福感越强。

(三) 幸福感现状

为了考察女性流动人口幸福感现状,我们将男性的情况作为参照对比。从性别与主观幸福感的分布情况看(表1),感觉自己很幸福的男性有10011人,占男性总人口的12.1%,而女性这一比例为12.8%,女性流动人口感觉自己很幸福的比例略高于男性;感觉自己幸福的男性比例为43.7%,女性为46.0%,女性该比例依然高于男性。综合来看,女性觉得自己幸福的比例高于男性3个百分点,而感觉自己不幸福的比例则是男性高于女性,从这个角度看,流动人口中女性比男性更幸福。如果从主观幸福感的均值来看(表2),男性幸福感均值为3.65,女性为3.70,女性高于男性,流动人口中女性比男性更幸福的结论得到进一步证实。

表1 性别主观幸福感的分布表

性别	统计量	主观幸福感					合计
		很不幸福	不幸福	一般	幸福	很幸福	
男	频数	208	1938	34625	36276	10011	83058
	频率	0.3%	2.3%	41.7%	43.7%	12.1%	100.0%
女	频数	132	1352	29537	34631	9668	75320
	频率	0.2%	1.8%	39.2%	46.0%	12.8%	100.0%
合计	频数	340	3290	64162	70907	19679	158378
	频率	0.2%	2.1%	40.5%	44.8%	12.4%	100.0%

表2 性别与主观幸福感的描述统计表

性别	幸福感均值	最小值	最大值	样本量	标准误
男	3.65	1	5	83059	0.728
女	3.70	1	5	75320	0.718
合计	3.67	1	5	158379	0.724

(四) 变量选择与描述性统计

到目前为止,关于主观幸福感的研究仍然是经验性的。从已有的研究文献中我们可以找到一些影响主观幸福感的重要因素^[3-6]。本文将这些因素总结为两大类:第一类因素为“经济因素”,包含个人绝对收入、个人相对收入、家庭总收入、家庭总支出等变量,第二类因素为“非经济因素”,包含个人特征(年龄、婚姻状况、受教育程度等变量)、住房状况、工作状况、小孩数量、闲暇生活、政治权利等六个方面的变量。

经济因素被很多文献证实对主观幸福感有显著的影响,并且收入因素是主观幸福感最重要的影响因素,尤其对于相对弱势的流动人口而言,其重要性不言而喻。而非经济因素对主观幸福感的影响则见仁见智,结论存在分歧,故接下来我们考察女性流动人口的“非经济因素”的现状,并通过卡方独立性检验揭示各因素对主观幸福感的影响是否显著。

首先我们分析个人特征因素。为了方便描述,我们将年龄按照每5岁一组分为9组,具体分组情况见表3。从分布情况看,女性流动人口年龄分布比较均衡,20~44岁的人口较多,45岁以下的人口超过总样本的90%,表明中国女性流动人口呈现出年轻化的态势。从主观幸福感来看,在劳动年龄范围内,中国女性流动人口主观幸福感呈现出随着年龄的增长,主观幸福感提升的趋势。原始问卷中婚姻状况一共分为五类,分别为未婚、初婚、再婚、离婚、丧偶。为了简化描述,根据各类别的特点,本文将其合并为两大类,第一大类为“独身”,包含未婚、离婚和丧偶三类,第二大类为“在婚”,包含初婚和再婚两类。从统计结果看,在婚的女性流动人口达到近80%,而独身的仅占21.4%,在婚女性的幸福感为3.74,显著高于独身群体的3.55,这表明婚姻可以促进幸福感的提升。从受教育程度来看,超过一半的女性流动人口是初中学历,其比例达到51.7%,其次是高中及中专,比例超过20%,而大专以上学历的不到10%,这表明中国流动女性的文化水平

处于较低水准。值得注意的是,小学以下文化程度的人幸福感是最高的,其它群体则相差不大。

表 3 非经济因素与主观幸福感列联表

	变量	变量类别	频数	频率(%)	累积频率(%)	主观幸福感	卡方检验
个人特征	年龄(岁)	15~19	4293	5.7	5.7	3.55	1026.817 (0.000)
		20~24	13596	18.0	23.7	3.59	
		25~29	16186	21.5	45.2	3.68	
		30~34	14074	18.7	63.8	3.72	
		35~39	12455	16.5	80.4	3.75	
		40~44	9437	12.5	92.9	3.76	
		45~49	4164	5.5	98.4	3.81	
		50~54	786	1.0	99.4	3.83	
		55~59	425	0.6	100.0	3.90	
	婚姻状况	独身	16158	21.4	21.4	3.55	988.799 (0.000)
		在婚	59258	78.6	100	3.74	
	受教育程度	小学及以下	13533	18.0	18.0	3.73	169.934 (0.000)
		初中	38975	51.7	69.7	3.66	
高中及中专		15599	20.7	90.4	3.65		
大专及以上		7212	9.6	100	3.68		
住房因素	住房产权	自购房(有)	7855	10.4	10.4	4.01	1769.905 (0.000)
		租住房(无)	67465	89.6	100	3.66	
工作因素	就业状况	就业	57933	76.9	76.9	3.67	386.344 (0.000)
		失业	1245	1.7	78.6	3.63	
		其它	16140	21.4	100	3.79	
	就业单位性质	机关单位	1101	1.5	1.5	3.84	52.394 (0.000)
		其它单位	74220	98.5	100	3.69	
生育状况	小孩数量	无小孩	3862	6.4	6.4	3.66	98.583 (0.000)
		1个	32498	54.0	60.4	3.75	
		2个	20703	34.3	94.7	3.72	
		3个及以上	3142	5.2	100	3.77	
闲暇生活	文体活动	参加	12931	17.2	17.2	3.83	558.713 (0.000)
		不参加	62389	82.8	100	3.67	
	看电视电影	是	68272	90.6	90.6	3.71	188.811 (0.000)
		否	7047	9.4	100	3.59	
	读书看报	是	33062	43.9	43.9	3.73	210.462 (0.000)
		否	42259	56.1	100	3.66	
政治权利	参与选举	是	5467	7.3	7.3	3.88	417.856 (0.000)
		否	69738	92.7	100	3.68	

注:表中主观幸福感为各类群体的均值,卡方检验括号内数据为 p 值。

从住房因素来看,问卷中将住房分为 9 类,分别为租住雇主房、租住私房、政府提供廉租房、雇主提供免费住房、借住房、就业场所、自购房、自建房、其他非正规居所。这里我们按照是否拥有住房产权重新分类,将“自购房”和“自建房”合并为“有产权住房”,用“自购房”表示,其它 7 类合并为“无产权住房”类,用“租住

房”表示。结果表明,流动女性人口拥有自购房的比例仅为10%,近9成属于租住状况,而拥有自购房群体的主观幸福感4.01,远高于租住房群体的3.66。住房产权实际上是一种财富的象征,尤其在城市房价居高不下的情况下,住房的财富效应更是得到加强。

从工作因素来看,女性就业群体人数占比达到76.9%,失业人口数量仅占1.7%,其它群体包括在学、退休、无业、操持家务和务农群体,女性就业群体的幸福感为3.67,高于失业群体的幸福感3.63。值得关注的是,其它群体的幸福感为3.79,明显高于就业和失业群体。我们进一步分析发现这类群体虽然没有工作,但是他们都有合理的原因不工作,他们没有工作压力,幸福感较高便不难理解。我们进一步比较就业群体工作单位的性质,发现在国家机关、事业单位、国企工作的人幸福感(3.84)远高于在其它单位就业的群体(3.69)。我们不难推断,在国家机关等单位工作的人往往有较高的收入、良好的工作环境等等,这无疑对于提升幸福感有显著作用。然而在国家机关等单位工作的女性流动人口比例非常低,仅为1.5%,可见非常好的工作单位对于流动人口存在排挤现象。

从生育小孩情况看,超过一半的人生育1个小孩,生育2个小孩的比例也超过30%,无小孩和生育3个以上小孩的群体人数相对较少。从幸福感来看,无小孩群体的幸福感较低,为3.66,而有小孩的女性幸福感均在3.70以上。这表明对于女性流动人口而言,有小孩的人感觉更幸福。

从闲暇生活来看,仅有17.2%的女性参加文艺体育活动,超过8成的人不参加活动,这表明女性流动人口在流入地的融入状况不佳。参加文艺体育活动的女性幸福感为3.83,远远高于不参加文体活动群体。而看电视看电影的群体人数占比非常大,当然这也体现出看电视作为闲暇时间最基本的生活方式非常受欢迎。不看电视电影群体的幸福感仅为3.59,可见如果连最基本的娱乐方式都无法实现,幸福感就会偏低。平时有读书看报习惯的女性流动人口比例为43.9%,接近一半,她们的幸福感明显高于不读书看报学习的群体,可见,读书看报可以增加知识、增长见识、开阔视野、与时俱进,这对于提升幸福感有明显的正向效应。

从政治权利来看,参与选举的人非常少,仅为7.3%,绝大多数女性流动人口无法参与选举。这表明流动人口在流入地的政治权利非常薄弱,选举几乎和她们不相关。而从幸福感来看,参与选举的人幸福感为3.88,远高于没有参与选举群体的3.68。参与选举不仅是政治权利的一种体现,更是一个人在当地综合社会地位的体现,能参与选举的人显然具有较高的地位。

从卡方独立性检验可以看出,上述所有非经济因素的卡方统计量均显著,这表明这些因素对女性流动人口的主观幸福感有显著影响。

下面我们分析女性流动人口的经济因素现状。我们从个人绝对收入、个人相对收入、家庭月收入和家庭月支出四个方面考虑经济因素。其中个人绝对收入采用的变量为个人每月的平均收入;对于个人相对收入,本文的处理方法为:个人相对收入等于个人每月的绝对收入除以当地(同一个省份)流动人口的月平均收入;家庭月收入和家庭月支出分别指个人所在的家庭平均每月的总收入和总支出。从表4可以看出,中国女性流动人口的月平均收入为2784.81元;而个人相对收入均值为0.87,小于1,这表明大多数女性流动人口的收入低于整体流动人口的平均水平;家庭月收入的均值为5523.64元;家庭月支出的均值为2622.37元。为了更清楚地反映女性的经济现状,此处我们依然将男性的情况作为对比(表4最后一列)。可以看出,男性流动人口的月平均收入高于女性大约700元;男性的相对收入均值大于1,这表明男性的收入整体上高于平均收入;值得注意的是,男性流动人口家庭的月收入和月支出却略低于女性家庭,这更加体现出男性的收入在家庭总收入中的重要地位。综合经济因素来看,女性流动人口在收入上与男性存在明显差距。

表4 经济因素描述性统计表

	样本容量	最小值(元)	最大值(元)	均值(元)	标准误差	男性均值(元)
个人绝对收入	58309	100	98000	2784.81	2602.409	3492.39
个人相对收入	58510	0.00	30.50	0.8700	0.80537	1.0954
家庭月收入	75212	0	99000	5523.64	5617.542	5361.32
家庭月支出	75266	0	90000	2622.37	2514.062	2482.98

二、实证分析

上述描述性统计可以简单地揭示各解释变量对主观幸福感的影响。然而要定量考察解释变量对主观幸福感的影响程度以及其是否具有统计显著性,仍然需要进一步分析。

(一) 分析方法

普通最小二乘法(OLS)要求因变量是连续的。由于本文的因变量为主观幸福感,是一个离散有序因变量,故采用 OLS 法估计将出现偏差。而采用极大似然估计技术的有序因变量回归(Ordinal regression)方法通常可以较好地处理此类问题。下面简单介绍该方法的基本原理。

假设有 N 个人(标号为 $i = 1, 2, \dots, N$),每个人的主观幸福感可以用 D_i 的取值表示, D_i 的取值越高代表幸福程度越高。而一个人的幸福感取值取决于这个人既有的多种因素。假设幸福感取值 D_i 是 K 个因素的线性函数,这 K 个因素的取值对于某个人 i 来说,分别记 $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ik}$,那么这个人的幸福感可以表示为:

$$D_i = \sum_{k=1}^k \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i = Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中 β_k 是第 k 个变量的系数,如果 $\beta_k > 0$,表示第 k 个因素取值的增加会导致某个人幸福感的提升; ε_i 为随机扰动项,包含了一些未被捕捉到的影响幸福感的因素。然而一个人的幸福感取值 D_i 是一个潜在变量,是难以观测的,我们能观测到的是一个人的幸福感处于某个等级 Y_i 。我们将幸福感分为 3 个等级,以此为例来说明:如 $Y_i = 1$ 表示此人感觉不幸福, $Y_i = 2$ 表示此人幸福感一般, $Y_i = 3$ 表示此人感觉幸福,那么一个人的幸福感究竟处于哪个幸福感等级实际上是看潜在变量 D_i 的值是否超过临界值 δ_i 。方程(2)中的临界值 δ_i 也是需要估计的参数。

$$\begin{aligned} Y_i &= 1 && \text{如果 } D_i \leq \delta_1 \\ Y_i &= 2 && \text{如果 } \delta_1 \leq D_i \leq \delta_2 \\ Y_i &= 3 && \text{如果 } \delta_2 \leq D_i \end{aligned} \quad (2)$$

Y_i 的取值概率分别为:

$$\begin{aligned} P(Y_i = 1) &= P(Z_i + \varepsilon_i \leq \delta_1) = P(\varepsilon_i \leq \delta_1 - Z_i) \\ P(Y_i = 2) &= P(\delta_1 \leq Z_i + \varepsilon_i \leq \delta_2) = P(\delta_1 - Z_i \leq \varepsilon_i \leq \delta_2 - Z_i) \\ P(Y_i = 3) &= P(Z_i + \varepsilon_i \geq \delta_2) = P(\varepsilon_i \geq \delta_2 - Z_i) \end{aligned} \quad (3)$$

我们令 $F(x) = P(\varepsilon_i < x)$ 为误差项的累积概率分布,则(3)式可以写为:

$$\begin{aligned} P(Y_i = 1) &= P(\varepsilon_i \leq \delta_1 - Z_i) = F(\delta_1 - Z_i) \\ P(Y_i = 2) &= P(\delta_1 - Z_i \leq \varepsilon_i \leq \delta_2 - Z_i) = F(\delta_2 - Z_i) - F(\delta_1 - Z_i) \\ P(Y_i = 3) &= P(\varepsilon_i \geq \delta_2 - Z_i) = 1 - F(\delta_2 - Z_i) \end{aligned} \quad (4)$$

这时我们只要知道误差项的概率分布就可以通过极大似然法来估计出使样本出现概率最大的值。通常假设误差项的分布服从逻辑分布或正态分布,正如计量经济学家 Green(2000)所说,逻辑分布除了在末尾部分比正态分布大很多之外,其他部分与正态分布相似,要在理论上证明选择哪一种分布更好是件非常困难的事,在大部分时候,它们并没有太大的差别。本文假设误差项服从逻辑分布,即有序 logit 模型,其表达式为:

$$\ln\left(\frac{P(Y \leq j)}{1 - P(Y \leq j)}\right) = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i$$

此式表达的是某个事件发生和不发生的比,也叫比数比。在通常的实证分析中,每个分类变量都会设置一个参照组,而非参照组的系数表示和参照组相比落入到因变量更高等级的概率。以幸福感为例,如果系数为正,则非参照组的群体比参照组群体更幸福,反之亦反。

(二) 实证结果

根据前文描述性统计结论,可以发现经济因素与非经济因素的变量均对主观幸福感有显著影响,故我们将上述经济因素与非经济因素变量均作为解释变量引入 ordinal 回归模型。需要说明的是,根据已有文献的研究成果,年龄变量与主观幸福感不是线性关系,而是 U 型或者倒 U 型关系。因此,本文在处理年龄变量时,引入了年龄平方项检验女性流动人口年龄与主观幸福感的 U 型关系。另外,众多研究表明相对收入比绝对收入对幸福感的影响更大,故本文构建模型一和模型二对该问题进行验证。本文拟构建三个模型。模型一中,经济因素只考虑个人绝对收入,模型二则引入了个人相对收入,而模型三则进一步考察家庭支出对主观幸福感的影响,用以检验消费能否作为收入的一种效应影响幸福感。由于家庭总收入和个人总收入有紧密的关系,为避免解释变量出现多重共线性,故没有将家庭总收入引入模型。回归结果如表 5 所示。

表5 女性流动人口主观幸福感的 ordinal 回归

影响因素	变量类别	模型一	模型二	模型三
		估计值	估计值	估计值
幸福感阈值	很不幸福	-6.960***	-6.952***	-6.900
	不幸福	-4.626***	-4.618***	-4.566
	一般	-1.095***	-1.085***	-1.032
	幸福	1.289***	1.302***	1.356
经济因素	个人绝对收入	1.703E-05***	-1.96E-04***	-2.15E-04***
	个人相对收入		0.694***	0.737***
	家庭月支出			2.124E-05***
年龄	年龄	0.009	0.011	0.010
	年龄平方	6.906E-05	5.473E-05	7.108E-05
教育程度	小学及以下	0.261***	0.206***	0.235***
	初中	0.149***	0.096**	0.123***
	高中和中专	0.123***	0.075*	0.094**
	大专及以上学历	0	0	0
婚姻状况	独身	-0.389***	-0.397***	-0.381***
	在婚	0	0	0
住房状况	有产权住房	0.708***	0.712***	0.702***
	无产权住房	0	0	0
就业单位	其它单位	-0.283***	-0.282***	-0.288***
	国家机关	0	0	0
就业状况	失业	-0.352***	-0.353***	-0.352***
	其它	0	0	0
小孩数量	0	-0.213***	-0.203***	-0.183***
	1个	-0.012	-0.010	0.0001
	2个	-0.132***	-0.133***	-0.126***
	3个及以上	0	0	0
闲暇活动	不参加文体活动	-0.324***	-0.324***	-0.322***
	参加文体活动	0	0	0
	不看电视电影	-0.252***	-0.254***	-0.259***
	看电视电影	0	0	0
	不读书看报学习	-0.174***	-0.172***	-0.166***
	读书看报学习	0	0	0
政治权利	不参与选举	-0.364***	-0.357***	-0.353***
	参与选举	0	0	0
伪 R ²		0.036	0.038	0.038
卡方统计量		1634.039***	1712.779***	1737.279***

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 显著性水平下显著, 系数为 0 的类别为参照组。

首先我们分析模型一。从表中可以看出个人绝对收入系数为正且显著,表明女性流动人口的绝对收入对主观幸福感有显著的正影响。我们发现该系数非常小,其原因是因变量为有序变量,当绝对收入每增加一元时,幸福感提升一个档次的概率非常小,这是符合实际情况的。从非经济因素来看:(1)年龄以及年龄平方变量的系数均不显著,表明对于女性流动人口而言,两者不存在显著的关系。(2)从受教育程度来看,大专及以上学历的群体幸福感最低,小学及以下群体的幸福感最高,这跟前文描述性统计结论一致。原因在于虽然接受高等教育的人通常能获得更高的收入、拥有更多的社会资源、追求幸福的能力也更强,但是随着受教育水平的提高,人们对生活水平的预期也会提升。当预期和实际存在差距时,反而会降低幸福感。(3)从婚姻状况来看,已婚群体的幸福感显著高于单身群体,这证明婚姻可以促进幸福感的提升。对于漂泊在外的流动人口,有一个关爱自己的伴侣,对于提升幸福感有非常显著的效应。(4)从住房状况来看,拥有住房产权的人更幸福。正如前文提到的,在城市房价居高不下的情况下,拥有住房产权实际上是拥有财富的象征,更多的财富对于提升幸福感具有积极作用。(5)从工作因素来看,失业群体的主观幸福感最低,在就业群体中,就职于国家机关部门的人显著更加幸福。(6)从生育小孩数量来看,没有小孩的群体幸福感显著最低。小孩是爱情的结晶,在婚育年龄内,生育小孩是正常情况,而没有小孩则表明或许工作忙、或许收入较低养不起小孩、或许存在其它原因导致没有生育小孩。上述各种原因显然都不利于提升女性的幸福感。(7)从闲暇活动来看,参加文体活动、看电视电影、读书看报的人比不参与各种活动的人显著更幸福。这表明在工作之余,拓展业余爱好、劳逸结合有利于增强幸福感。(8)从政治权利来看,参与选举的人感觉更幸福。参与选举表明流动人口在流入地得到认可,较好地融入了当地社会,这不仅对于幸福感的提升具有积极影响,同时为长期居住于此奠定了基础。

模型二是在模型一的基础上引入相对收入。结果显示,绝对收入系数由正转变为负,而相对收入显著为正,模型检验统计量伪 R^2 从0.036提升到0.038,表明相对收入弱化了绝对收入对主观幸福感的影响,且相对收入的引入提升了模型的解释力,从一定程度上证实了人们更看重相对收入的观点。模型三在模型二的基础上引入家庭总支出。结果显示,家庭总支出的系数显著为正,表明支出越高的家庭,幸福感越强。值得注意的是,相对收入的系数在模型三中比模型二中大,这表明在家庭支出等其它条件相同的情况下,相对收入较高的群体幸福感提升更多,这也进一步证实了相对收入对主观幸福感的重要性。需要注意的是,虽然家庭支出对主观幸福感有显著影响,但引入该变量之后,除相对收入系数提高外,其它变量变化不大,而且伪 R^2 并没有提升,这表明家庭收入对主观幸福感的影响并没有相对收入明显。模型二和模型三中的非经济因素和模型一相比变化不大,故不再赘述。

三、结论

通过上述数据及分析,可以发现中国女性流动人口主观幸福感较高,觉得自己不幸福的仅占2%。不论是从分布情况看,还是从幸福感均值进行比较,女性流动人口的幸福感都高于男性。女性流动人口的幸福感可以从经济因素和非经济因素两方面进行解释。通过描述性统计和卡方检验,发现这两类因素对主观幸福感均有显著影响。通过进一步ordinal回归,我们发现:诸多文献研究所得到的结论年龄与主观幸福感呈U型关系并没有在女性流动人口群体中得到印证;受教育程度与主观幸福感呈现出负相关关系,受教育程度高的人幸福感较低;而诸如婚姻状况、工作因素、住房状况、闲暇生活、政治权利等因素对主观幸福感均表现出积极效应,即在婚群体、在国家机关就业、拥有住房产权、积极参与各种娱乐活动、参与选举的人感觉更幸福。

尽管女性流动人口幸福感较高,但依然掩盖不了存在的问题。首先,在自评幸福感状况时,有接近40%的女性流动人口回答为“一般”。考虑到流动人口在回答时,会将现在的生活情况与流出地进行比较,回答“一般”意味着目前现状和流出地相比并没有得到显著改善。由于流动人口中有超过80%的人从农村流入城市,这表明她们在城市的感受并没有比在农村好。其次,和男性相比,女性流动人口依然处于弱势地位,个人绝对收入比男性平均每月低700元。考虑到女性流动人口每月的平均收入只有2784元,即男性流动人口比女性流动人口月平均收入高25%,这表明就业时可能存在性别歧视。第三,女性流动人口在受教育程度、住房情况、工作单位性质、闲暇活动、政治权利等方面的状况普遍不佳,各方面均有很大的提升空间。最后,值得思考的是,女性流动人口在大多数方面都处于相对弱势的情况下,为什么主观幸福感却高于男性。笔者对男性流动人口主观幸福感进行研究后发现,男性主观幸福感的阈值高于女性。也就是说,在同样的情况下

甚至在更劣势的条件下,女性幸福感高于男性。这也表明女性的幸福感较男性高是由于其期望低。

如果老百姓感觉幸福是由于期望低,那么这种幸福只是一种“伪幸福”。只有全面提高人民的生活水平,才能让老百姓真正感到幸福。

注释:

- ① 不同文献中,关于“幸福”的措辞有差异。比较常见的表述有“主观幸福感”、“幸福感”。笔者发现两者并无实质差异,均为被调查者自主回答自己的幸福程度。本文不区分两者的差异。

参考文献:

- [1] 国家统计局. 2012年国民经济和社会发展统计公报[R]. 2013.
 [2] 国家人口和计划生育委员会流动人口服务管理司. 2012中国流动人口发展报告[M]. 北京: 中国人口出版社, 2012.
 [3] 田国强, 杨立岩. 对“幸福—收入之谜”的一个解答[J]. 经济研究, 2006(11): 4-15.
 [4] 孙凤. 性别、职业与主观幸福感[J]. 经济科学, 2007(1): 95-106.
 [5] 刘军强. 经济增长时期的国民幸福感—基于CGSS数据的追踪研究[J]. 中国社会科学, 2012(12): 82-102.
 [6] Easterlin R. A. Life Cycle Happiness and Its Sources: Intersection of Psychology, Economics and Demography[J]. Journal of Economic Psychology, 2006, 27(4): 463-482.

[责任编辑 杨瑜]

(上接第81页)

- [6] Koufaris, M., Hampton-Sosa, W. The development of initial trust in an online company by new customers [J]. Information & Management, 2004, 41(3): 377-397.
 [7] 李明仁. 虚拟社群与网友忠诚度之研究[D]. 台湾科技大学, 2001.
 [8] 齐爱民. 论网络交易平台提供商之交易安全保障义务[J]. 法律学, 2011(5).
 [9] 中国新闻网. 支付宝支撑中国网商需求[EB/OL]. (2014-11-05) <http://finance.chinanews.com.cn/it/2014/11-05/6756489.shtml>.
 [10] Leimeister, J. M., Sidiras, P., Krcmar, H. Success factors of virtual communities from the perspective of members and operators; an empirical study [C]. Proceedings of the 37th Hawaii International Conference on System Sciences, 2004.
 [11] Hemandes, C. A., Fresneda, P. S. Main critical success factors for the establishment and operation of virtual communities of practice [C]. 3rd. European Knowledge Management Summer School, San Sebastian, Spain, 2003.
 [12] 娄策群, 范昊, 王菲. 现代信息技术环境中的信息安全问题及其对策[J]. 中国图书馆学报, 2000(6).
 [13] 高雷. 中国电子商务中第三方支付问题研究[D]. 华北电力大学, 2010.
 [14] Belanger, E., Hitler, J. S., Smith, W. J. Trustworthiness in electronic commerce: the role of privacy, security, and site attributes [J]. The Journal of Strategic Information Systems, 2002, 11(3): 245-270.
 [15] 董大海. 网络口碑对消费者产品态度的影响机理研究[J]. 管理学报, 2011(4).
 [16] Fishbein M, Ajzen L. Belief, Attitude, Intention and Behaviour: An Introduction to Theory and Research [M]. Addison-Wesley: Sage, 1975.
 [17] Judith A. Ouellette. Habit and intention in everyday life: The multiple processes by which past behavior predicts future behavior [J]. Psychological Bulletin, 1998(124): 54-74.
 [18] Hofstede Q, Hofstede G. J. Cultures and organizations: Software of the mind [M]. NY: McGraw Hill, 2005.
 [19] Hsi-Peng Lu, Philip Yu-Jen Su. Factors affecting purchase intention on mobile shopping web sites [J]. Internet Research, 2009(14): 442-458.
 [20] Hansvan der Heijden. Factors Affecting the Successful Introduction of Mobile Payment Systems [C]. Electronic Commerce Conference, 2002: 430-443.
 [21] Viswanath Venkatesh. Determinants of Perceived Ease of Use: Integrating Control, Intrinsic Motivation, and Emotion into the Technology Acceptance Model [J]. Information Systems Research, 2000(1997): 342-365.
 [22] 艾瑞咨询. 中国移动支付行业研究报告[R/OL]. 2011-12-14. <http://www.irwsearch.com.cn/Report/1644.html>.
 [23] Young Eun Lee, Izak Benbasat. A Framework for the Study of Customer Interface Design for Mobile Commerce [J]. International Journal of Electronic Commerce, Spring, 2004(8): 79-102.
 [24] 周林. 第三方支付: 机遇与挑战并存[J]. 西南金融, 2009(2).

[责任编辑 杨瑜]