

幸福感、社会融合 对户籍迁入城市意愿的影响

——基于2011年四省市外来人口微观调查数据的经验分析

张 鹏 郝宇彪 陈卫民*

摘要：利用国家人口计生委在广东、浙江、江苏和上海的微观调查数据,本文在理论分析的基础上考察了外来人口幸福感和社会融合状况对其城市落户意愿的影响。研究发现,在控制了受访者年龄、性别、在本地居留时间、婚姻、收入等因素情况下,幸福感和社会融合对于提高流动人口在流入地落户意愿具有显著的促进作用。分行业、职业和收入水平考察,发现好行业、高端职业和高收入的外来人口幸福感提升和社会融合程度的增加对落户意愿的影响要大于差行业、低端职业和低收入的外来人口。在此基础上,本文提出了从提升外来人口幸福感入手增强外来人口户籍迁入城市意愿、促进外来人口在城市稳定下来并进而解决我国城市化问题的新思路。

关键词：外来人口 幸福感 社会融合 城市落户意愿

一、引言

改革开放以来,中国经济在飞速增长的同时也伴随着大规模的劳动力迁徙和流动,“孔雀东南飞”的迁徙路线和特征非常明显。外来人口大规模流向大城市和发达地区,为流入地经济发展做出了重要贡献,但由于外来人口在流入地落户的比例很低,外来人口表现出很高的流动性。流动性强不仅对外来人口的工作和生活质量造成负面影响,也给流入地公共服务和社会管理带来诸多问题。如何使外来人口在本地稳定下来,对解决流动人口问题,推进我国城镇化进程,提高城镇化质量都具有重要意义。

近年来,各地在探索户籍制度改革的实践中,不同程度地调整了外来人口的落户门槛,为户籍迁移创造条件。但一些地区的改革试验表明,外来人口在流入地落户的意愿并非像人们想象般的强烈。2011年原国家人口计生委组织的流动人口动态监测调查的结果显示,虽然农村户籍的流动人口大多表示愿意继续在城市生活,但约60%的受访者并不愿意转为非农户

*张鹏,中国社会科学院经济研究所,邮政编码:100836,电子信箱:stephen840116@163.com;郝宇彪,北京师范大学经济与工商管理学院,邮政编码:100875;陈卫民,南开大学人口与发展研究所,邮政编码:300071。

本研究是教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“流动人口管理与服务对策研究”(项目编号:12JZD022)的阶段性成果。感谢南开大学经济学院人口与发展研究所周兴博士对本文的评论和建议,感谢匿名评审专家对本文提出的建设性修改意见,文责自负。

口。^① 这一方面自然是由于外来人口在农村还存在土地、宅基地等难以割舍的物质利益,担心农转非后影响赡养父母、照顾家庭等,另一方面无疑也与外来人口在流入地的社会融合程度和生活满意度有关。社会融合状况取决于外来人口在流入地的工作生活状况,特别是享受公共服务、参与社区活动状况以及被本地人接受的程度。增强社会融合可以提高外来人口对流入地的归属感、认同感;生活满意度和幸福感则不仅取决于外来人口在流入地的生活状态,还与流动人口在流出地的状况有关,包括在流出地存在的家庭老人赡养和子女养育问题等。流动人口在流入地的生活满意度和幸福感更能预示其在当地长期居留的意愿,也是影响户籍迁入意愿的重要因素。显然,推进人口城镇化除了要继续深化户籍制度改革,不断消除外来人口在城市落户的制度障碍外,还必须城乡统筹,提高外来人口在流入地的生活满意度和幸福感,增强其城市落户意愿。

目前国内学术界对外来人口户籍迁入意愿的研究主要关注的是外来人口的个人特征、家庭和社会环境等因素的影响,虽然也有一些研究分析了社会融合状况的影响,但总体来看对外来人口主观心理感受的影响探讨得还不多。党的十八大以来,各级政府都高度重视国民的幸福感,重视物质财富增长带来的民生改善特别是国民的切身感受,体现了以人为本的执政理念。在此背景下,探讨户籍制度改革和推进城镇化的政策自然也应该把外来人口的生活满意度和幸福感放在中心位置,要让城镇化体现群众的意愿,助力国民幸福感的提升。鉴于此,研究外来人口生活满意度和幸福感对户籍迁移的影响具有很强的现实意义。

国外研究幸福感和社会融合状况对迁移的影响的文献也不多见。Polgreen 和 Simpson (2011)运用世界价值观调查数据,对世界 84 个国家的居民主观幸福感和劳动力迁移的关系进行了分析,他们发现主观幸福感较低的国家居民的迁出率较高而主观幸福感较高的国家更可能成为迁移的主要目的地。从理论上讲,迁移者的迁移决策主要取决于在迁出地和迁入地所获得效用的比较,将幸福感因素纳入迁移效用最大化理论框架,意味着外来人口在迁入地的幸福感提供的效用大于返回户籍地。实证研究中,幸福感大多采用主观自评来度量。为了更全面地反映外来人口在迁入地的实际生活状态,有必要同时采用社会融合状况的度量指标,后者基于经济、文化、社会、身份等多个维度度量。通常社会融合程度高会提升幸福感,但并非必然。

本文的目标是利用 2011 年国家人口计生委流动人口动态监测调查数据,将外来人口幸福感和社会融合状况纳入外来人口户籍迁入意愿影响因素的分析框架,实证考察它们对外来人口城市落户意愿的影响。本文将从调查数据中选取相关指标并使用主成分分析法对社会融合指标进行度量,还将分收入、行业和职业详细考察幸福感和社会融合状况对外来人口落户意愿影响的差异。本文后续部分的结构安排如下:第二部分为理论分析和计量模型,将在一个迁移者效用最大化模型的基础上,推导得出本文的计量分析模型;第三部分是数据来源和描述性统计;第四部分为实证分析,将分别就幸福感和社会融合状况对外来人口户籍迁入意愿进行总样本、分收入、分行业、分职业的回归;第五部分为简单结论和政策启示。

二、理论分析和计量模型

借鉴 Hunt 和 Mueller(2004)关于定居地选择影响因素研究的做法,本文也以效用最大化

^①国家人口计生委流动人口服务管理司,2012:《中国流动人口发展报告 2012》,中国人口出版社,第 8 页。

的思路来分析幸福感和社会融合状况对外来人口户籍迁入意愿的影响。假设外来人口 i 迁居 j 地的间接效用函数 V_{ij} 可以表述为:

$$V_{ij} = V(h_{ij}, s_{ij}, \vec{\theta}_{ij}) \quad (1)$$

这里, h_{ij} 代表外来人口 i 在流入地 j 的幸福感, s_{ij} 为外来人口 i 在流入地 j 的社会融合程度。 $\vec{\theta}_{ij}$ 为影响外来人口 i 户籍迁居本地的一些其他控制因素, 包括个体特征、家庭特征、经济因素、流入地条件等。

外来人口 i 选择户籍迁移到流入地 j 的条件是实现迁移后余生效用最大化。余生效用可以表示为:

$$LV_{ij} = \int_0^T V_{ij}(\cdot) e^{-\rho T} dT \quad (2)$$

这里 T 为表示余生的时间变量, $T = T^* - t_i$, T^* 为外来人口 i 的预期寿命, t_i 为外来人口 i 现在的实际年龄, ρ 为折现因子。

假定户籍迁移后影响外来人口 i 的间接效用函数的因素在余生中保持不变, 这样在折现因子、间接效用函数结构保持不变的情况下, (2) 式即为:

$$LV_{ij} = \frac{1}{\rho} V_{ij}(\cdot) [1 - \exp[-\rho T]] \quad (3)$$

将 $T = T^* - t_i$ 代入(3)式, 得到:

$$LV_{ij} = \frac{1}{\rho} V_{ij}(\cdot) \{1 - \exp[-\rho(T^* - t_i)]\} \quad (4)$$

据此外来人口 i 余生户籍迁移到 j 地的总效用可以表述为:

$$LV_{ij} = LV(\rho, t_i, h_{ij}, s_{ij}, \vec{\theta}_{ij}) \quad (5)$$

这里的 ρ 不会随着定居地的变化而变化, 其他因素如同(1)式。

按同样思路, 外来人口 i 户籍不迁移到 j 地的余生总效用可表示为:

$$LV_{io} = LV(\rho, t_i, h_{io}, s_{io}, \vec{\theta}_{io}) \quad (6)$$

在随机设定的情况下, 如果 $LV_{ij} > LV_{io}$, 则 i 选择户籍迁入 j 地, 记为 $y = 1$; 如果 $LV_{ij} \leq LV_{io}$, 则选择户籍不迁入, 记为 $y = 0$ 。这样, 外来人口 i 选择户籍迁入 j 地的概率可以表示为:

$$P(y = 1 | 0) = F(x, \beta) = \frac{\exp(\beta'x)}{1 + \exp(\beta'x)} \quad (7)$$

可以看出, 外来人口 i 选择户籍迁入 j 地的概率为经典的 Logit 模型, x 为影响 i 户籍迁入的因素, 包括外来人口幸福感、在流入地社会融合程度等。基于以上推导, 我们建立如下计量模型:

$$Migra_i = \alpha_0 + \alpha_1 happiness_i + \alpha_2 interg_i + \beta \vec{X}_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

其中, $Migra_i$ 为个人 i 的迁移意愿, $happiness_i$ 为主观幸福感, $interg_i$ 表示社会融合状况, $\vec{X}_i$ 代表影响外来人口迁移意愿的其他控制因素, ε_i 为残差项。

三、数据来源和描述性统计

本文所用数据来自于国家人口计生委于 2011 年下半年开展的流动人口动态监测调查, 选

择了上海、江苏、浙江和广东四省市的数据。^① 该调查以流动人口作为调查对象,采取分层、多阶段、与规模成比例的PPS抽样方法进行抽样。首先对省级单位进行分层;其次在多阶段按照以下三个步骤进行随机抽样:先按PPS法抽选乡镇街道,然后在抽中的乡镇街道内按PPS法抽选村居委会,最后在抽中的村居委会内抽取个人调查对象。四个省市的样本量分别为上海4 000个、江苏6 000个、浙江6 000个、广东10 000个。调查内容包含流动人口基本情况、就业状况、居住状况、子女与计划生育服务、社会参与及心理感受等五个部分,蕴含的信息量非常丰富。

在问卷中,询问被访者是否愿意城市落户的问题是“您是否愿意转化为城镇户口”,选项依次为:“愿意”、“不愿意”、“说不准”,分别赋值为:愿意=1,不愿意=2,说不准=3。为了简化分析,我们将不愿意和说不准两个选项统一合并为不愿意并赋值为零。幸福感为本文重点考察的核心解释变量之一。关于幸福感的问卷问题为“与老家(流出地)相比,您在本地生活工作的幸福感如何?”选项依次为:“更幸福”、“差不多”、“不幸福”、“说不准”,同样我们将后三者合并为不幸福(准确地说是没有更幸福)并赋值为零。这种幸福感测度的方法较为简单,但其效度(validity)和信度(liability)已获得学术界认可。

本文中另外一个核心解释变量为社会融合状况。社会融合是外来人口不断融入流入地,逐步被周围环境同化和个人心理上逐步认同的过程。虽然社会融合作为一个相对成熟的概念为社会学家和经济学家所知,但具体的指标构建还没有统一的标准。任远和乔楠(2010)从外来人口自我身份认同、对城市的态度、与本地人的互动和感知的社会态度四个维度衡量了外来人口的社会融合程度。周皓(2012)从外来人口的经济状况、文化适应、社会适应、结构融合和身份认同等多个方面构建了外来人口的社会融合指标。根据所用调查数据的实际情况,本文主要从经济状况、社会参与、自我身份认同、对城市的态度、与流出地的联系五个方面在问卷中选择相关指标来综合度量社会融合程度。具体指标包括:反映经济状况的有受访者家庭的月收入;反映社会参与状况的有外来人口参与本地社区文体活动、社会公益活动、计划生育协会活动、业主委员会活动、选举评先进活动情况和在流入地缴纳各种保险情况等;自我身份认同主要从外来人口在流入地的社会交往情况进行度量,若外来人口主要和流入地的同乡人交往,一定程度上说明其自我身份上并没有认为自己是本地人;对城市的态度从是否喜欢居住的城市、是否关注居住城市的变化、是否觉得本地人愿意接纳其为其中的一员、是否愿意融入本地、是否感觉本地人看不起外地人五方面来衡量;与流出地的联系主要通过外来人口在老家的主要困难及一年回过几次老家等指标衡量。最后我们用主成分分析法将各个因素进行降维和综合,计算得到了反映社会融合程度的综合指数。

为了控制个体特征对外来人口户籍迁移的影响,本文在模型中加入了年龄、年龄的平方、收入、受教育程度(小学以下、中等教育、大专及以上)、居留时间(一年之内、三年到五年、五年

^①调查样本包含了四个省(市)大部分城市,具体为上海所辖的黄浦区、徐汇区、长宁区、静安区、普陀区、闸北区、闵行区、虹口区、杨浦区、宝山区、嘉定区、浦东新区、金山区、松江区、青浦区、奉贤区和崇明县;广东省所辖的广州市、韶关市、深圳市、珠海市、汕头市、佛山市、顺德区、江门市、湛江市、肇庆市、惠州市、汕尾市、河源市、清远市、东莞市、中山市、潮州市和揭阳市;浙江省所辖的杭州市、宁波市、温州市、嘉兴市、湖州市、绍兴市、金华市、舟山市、台州市和丽水市;江苏省所辖南京市、无锡市、徐州市、常州市、苏州市、南通市、连云港市、扬州市、镇江市、泰州市和宿迁市。

以上)、婚姻状况(已婚=1,未婚或其他=0)、性别(男性=1,女性=0)等变量。为了消除异方差性,我们分别对收入和年龄取了对数。幸福感、社会融合和个人特征变量的描述性统计具体见表1。

从表1可以发现外来人口中有42.68%愿意将户口迁居到城市,这说明更多的人对改变户籍持保留态度。在本地感到更幸福的人员大约占外来人口的三分之一,反映外来人口在流入地的生活状况还远不够理想。从居留时间看,35.98%的外来人口为五年以上,40.96%为一年到五年,一年内短期居留的已占少数。另外外来人口中,74.76%的为已婚人员,男性和女性各自所占比例相差不大,分别为48.68%与51.32%。

表1 描述性统计

变量名	均值	标准差	最小值	最大值
居留意愿	0.42684	0.49463	0.00000	1.00000
幸福感	0.32882	0.46979	0.00000	1.00000
社会融合	0.00037	0.61560	-1.30594	2.12419
经济状况	8.29189	0.59236	5.29832	11.69525
社会参与状况	0.00071	0.64500	-0.42605	1.64688
自我身份认同	0.00032	0.40311	-0.50201	1.80933
对城市的态度	0.00049	0.44944	-2.27971	0.56243
与流出地联系	0.00015	0.40311	-0.59552	1.94922
收入对数	7.76323	0.41219	5.29832	10.81978
受教育程度(小学以下)	0.14391	0.35101	0.00000	1.00000
受教育程度(中等教育)	0.76683	0.42286	0.00000	1.00000
受教育程度(大专及以上)	0.08926	0.28512	0.00000	1.00000
居留时间(≤ 1 年)	0.23063	0.42124	0.00000	1.00000
居留时间(1~5年)	0.40961	0.49177	0.00000	1.00000
居留时间(≥ 5 年)	0.35976	0.47994	0.00000	1.00000
婚姻状况(已婚)	0.74761	0.43439	0.00000	1.00000
婚姻状况(未婚)	0.25239	0.43439	0.00000	1.00000
性别(男性)	0.48679	0.49984	0.00000	1.00000
性别(女性)	0.51321	0.49984	0.00000	1.00000

四、实证分析

(一) 基准回归结果

本文主要分析外来人口幸福感和社会融合对其户籍迁入意愿的影响,我们分别对幸福感、社会融合、幸福感和社会融合的交乘项进行了回归,之所以要加入二者的交乘项,主要是为了捕捉幸福感是否通过社会融合对户籍迁入意愿产生影响。具体回归结果见表2和表3。

根据表2中模型一至四的回归结果,我们发现幸福感的提升可以显著提高外来人口的户籍迁入意愿的概率,并且都在1%水平上显著。表3在表2的基础上进一步给出了幸福感、社会融合及其他各变量对外来人口户籍迁入意愿的边际效应影响,平均来看,外来人口主观幸福感每提升1%,将会使外来人口愿意落户城市的概率增加0.2个百分点左右。这与理论预期相符。一般地说,幸福感强说明外来人口在流入地生活满意度高,城市能够为他们提供发挥能力的平台、包容的文化和相对自由平等的社会氛围,使他们能更好地融入所在城市,更积极地

参与城市的建设和发展;同时幸福感强也意味着外来人口较少受到流出地问题的困扰,后顾之忧较少。这些都会增强他们户籍迁移城市的意愿。从回归结果看,社会融合与外来人口幸福感的交互项显著为正(见表2),这说明外来人口社会融合度加强了主观幸福感对其迁居城市意愿的正向效应。换句话说,幸福感在社会融合度较高的人群中更容易增强其迁移城市的愿望。

外来人口社会融合度的提高对其户籍迁移城市意愿的影响也显著为正,同时根据表3的结果,我们发现社会融合度每提升1%,会使外来人口愿意户籍迁入城市的概率提高0.01~0.03个百分点之间。社会融合程度高说明外来人口对城市的风俗习惯、社会人情、周围环境有深刻的了解,他们能够主动融入城市,户籍迁入进而在城市扎根的愿望自然就比较强烈。以社会融合测度中使用的一些具体指标,比如“我感觉本地人总是看不起外地人”为例,显然,如果被访者认为流入地当地居民对外来人口有负面看法甚至歧视的话,无疑会在一定程度上阻碍外来人口融入当地社会,他们户籍迁入城市的意愿自然会降低。相反,外来人口在本地经常参与所居住社区和当地的各种活动,如文体活动、社会公益活动、计生协会活动、业主委员会活动以及选举评先进活动等,则反映了该被访者在某些层次上和当地人能比较融为一体和享有当地人的一些权利,这将会对户籍迁入意愿产生积极作用。

在影响外出劳动力户籍迁入意愿的其他诸多因素中,与时间相关的年龄和进城年限一直被视为重要的影响因素。随着年龄的增长、进城年限的增加,进城外来人口往往能够获得更多的人力资本,更加适应所在城市的生活。从表2的分析结果看,外来人口的居留时间能够显著增加其户籍迁移的意愿,并且随着居留时间的延长,系数估计值和边际效应也在增加。但是无论年龄还是年龄的平方的回归系数都不显著。其他个人特征变量,如收入、婚姻和性别等对户籍迁入意愿的影响也不显著。从受教育程度看,随着外来人口受教育程度的提高,其迁移城市的意愿也在不断增强,这反映了教育作为提高人力资本的重要途径,能够提升外来人口的职业技能从而更好地服务于流入地的经济发展,无疑外来人口会有更强烈的愿望迁移所在城市。地区虚拟变量显著为负,说明上海外来人口户籍迁移的意愿显著高于广东、浙江和江苏。上海作为我国最大经济中心,户籍含金量较高,对外来人口的吸引力自然高于其他省市。

另外,在上文社会融合指标测量中我们知道,社会融合由经济状况、社会参与、自我身份认同、对城市的态度、与流出地联系五个维度组成,各个维度象征着不同的含义,通过对各个维度的考察可以研究它们对外来人口迁移城市意愿的影响差异。^①比如,随着劳动力成本的上升带来的劳动工资的不断上涨,带动了外来人口收入的增加,在这种情况下外来人口迁移城市的考量因素可能更偏重于精神层面(身份认同、对城市的态度以及与流出地的联系等方面)。为了考察这些影响差异,我们分别将社会融合的五个子指标代入方程(8)进行回归,具体结果见表2的模型五至模型九。我们发现外来人口幸福感对其迁移城市意愿依然具有显著的影响,这与上文的分析保持一致。从社会融合五个子指标看,社会参与状况对外来人口迁移城市意愿没有显著的影响,其他四个指标对迁移城市意愿影响最大的为自我身份认同,最小的为经济状况,此外对城市的态度和与流出地的联系对迁移城市意愿的影响也处于较高水平,具体而言,经济状况、自我身份认同、对城市的态度和与流出地的联系等指标每增加一个百分点,对外

^①感谢匿名审稿专家指出这点。

来人口户籍迁入意愿的边际影响分别为 0.03、0.06、0.04 和 0.05(见表 3),这印证了我们上文的分析。因此,相对于收入而言,政府更应当从软环境着手,提高外来人口在城市的身份认同,使外来人口更好地融入于当地,这对于外来人口迁移城市更好地服务于城市建设具有重要意义。从其他控制变量看,与模型一至四并无二致,这里就不再一一具体解释。

表 2 基准回归结果

	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七	模型八	模型九
幸福感	0.791 *** (0.038)		0.785 *** (0.038)	0.770 *** (0.039)	0.788 *** (0.038)	0.791 *** (0.038)	0.779 *** (0.038)	0.786 *** (0.038)	0.801 *** (0.039)
社会融合		0.139 *** (0.029)	0.110 *** (0.030)	0.058 * (0.030)					
幸福感 × 社会融合 经济状况				0.159 *** (0.059)	0.142 *** (0.046)				
社会参与状况						-0.009 (0.029)			
自我身份认同							0.236 *** (0.047)		
对城市的态度								0.182 *** (0.040)	
与流出地联系									0.195 *** (0.047)
年龄	0.238 (1.599)	-0.687 (1.577)	-0.062 (1.602)	-0.050 (1.602)	0.158 (1.600)	0.262 (1.601)	0.099 (1.602)	0.187 (1.601)	-0.310 (1.606)
年龄的平方	-0.049 (0.234)	0.102 (0.231)	-0.004 (0.235)	-0.006 (0.234)	-0.035 (0.234)	-0.052 (0.234)	-0.030 (0.234)	-0.041 (0.234)	0.028 (0.235)
收入	-0.010 (0.053)	-0.027 (0.053)	-0.027 (0.054)	-0.028 (0.054)	-0.089 (0.059)	-0.008 (0.053)	-0.014 (0.053)	-0.009 (0.053)	-0.001 (0.053)
受教育程度 (中等教育)	0.129 ** (0.057)	0.055 (0.056)	0.103 * (0.057)	0.097 * (0.057)	0.128 ** (0.057)	0.131 ** (0.057)	0.119 ** (0.057)	0.124 ** (0.057)	0.128 ** (0.057)
受教育程度 (大专及以上)	0.171 * (0.099)	-0.010 (0.100)	0.091 (0.101)	0.090 (0.101)	0.155 (0.099)	0.177 * (0.101)	0.129 (0.099)	0.164 * (0.099)	0.167 * (0.099)
居留时间 (1~5 年)	0.147 *** (0.045)	0.167 *** (0.045)	0.129 *** (0.046)	0.130 *** (0.046)	0.138 *** (0.045)	0.148 *** (0.046)	0.143 *** (0.045)	0.143 *** (0.045)	0.141 *** (0.045)
居留时间 (≥5 年)	0.364 *** (0.052)	0.392 *** (0.052)	0.339 *** (0.052)	0.341 *** (0.052)	0.343 *** (0.052)	0.366 *** (0.052)	0.358 *** (0.052)	0.356 *** (0.052)	0.364 *** (0.052)
婚姻(已婚)	0.070 (0.057)	0.073 (0.056)	0.071 (0.057)	0.070 (0.057)	0.011 (0.060)	0.070 (0.057)	0.070 (0.057)	0.066 (0.057)	0.041 (0.057)
性别(男性)	0.037 (0.038)	0.049 (0.038)	0.048 (0.038)	0.049 (0.038)	0.053 (0.038)	0.036 (0.038)	0.045 (0.038)	0.038 (0.038)	0.035 (0.038)
江苏	-0.769 *** (0.062)	-0.778 *** (0.062)	-0.794 *** (0.063)	-0.796 *** (0.063)	-0.760 *** (0.062)	-0.767 *** (0.063)	-0.765 *** (0.062)	-0.750 *** (0.063)	-0.764 *** (0.062)
浙江	-1.397 *** (0.063)	-1.358 *** (0.062)	-1.391 *** (0.063)	-1.390 *** (0.063)	-1.391 *** (0.063)	-1.39 *** (0.063)	-1.409 *** (0.063)	-1.370 *** (0.063)	-1.385 *** (0.063)
广东	-0.987 *** (0.060)	-1.056 *** (0.059)	-1.011 *** (0.060)	-1.012 *** (0.060)	-0.978 *** (0.060)	-0.986 *** (0.060)	-1.024 *** (0.060)	-0.963 *** (0.060)	-1.001 *** (0.060)
常数项	0.238 (1.599)	-0.687 (1.577)	-0.062 (1.602)	-0.050 (1.602)	0.158 (1.600)	0.262 (1.601)	0.099 (1.602)	0.187 (1.601)	-0.310 (1.606)
样本量	14033	14033	14033	14033	14033	14033	14033	14033	14033
伪 R^2	0.060	0.038	0.061	0.061	0.060	0.060	0.061	0.061	0.061

注:括号内数值为估计的标准误,* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表 3 边际效应分析

	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七	模型八	模型九
幸福感	0.192		0.191	0.187	0.191	0.192	0.189	0.191	0.194
社会融合		0.033	0.027	0.014					
幸福感×社会融合			0.038						
经济状况				0.0341					
社会参与状况					-0.002				
自我身份认同						0.057			
对城市的态度							0.044		
与流出地联系								0.047	
年龄	0.057	-0.165	-0.015	-0.012	0.038	0.063	0.024	0.045	-0.074
年龄的平方	-0.012	0.024	-0.001	-0.001	-0.008	-0.016	-0.008	-0.010	0.007
收入	-0.002	-0.006	-0.006	-0.007	-0.022	-0.002	-0.003	-0.002	-0.001
受教育程度(中等教育)	0.031	0.013	0.025	0.023	0.031	0.031	0.0282	0.030	0.030
受教育程度(大专及以上)	0.042	-0.002	0.022	0.022	0.038	0.043	0.0313	0.040	0.041
居留时间(1~5 年)	0.035	0.040	0.031	0.031	0.033	0.037	0.0343	0.034	0.034
居留时间(≥5 年)	0.088	0.095	0.082	0.083	0.083	0.089	0.0868	0.086	0.088
婚姻(已婚)	0.017	0.018	0.017	0.017	0.003	0.017	0.0167	0.016	0.010
性别(男性)	0.009	0.012	0.011	0.012	0.017	0.009	0.0109	0.010	0.009
江苏	-0.175	-0.177	-0.180	-0.180	-0.173	-0.174	-0.174	-0.171	-0.174
浙江	-0.300	-0.294	-0.299	-0.299	-0.299	-0.301	-0.303	-0.295	-0.298
广东	-0.225	-0.240	-0.230	-0.230	-0.223	-0.225	-0.233	-0.220	-0.228

(二) 按就业质量和收入分组的回归分析

就业质量对外来人口社会融合、幸福感有重要影响。就业质量高,意味着工资收入高、福利待遇好、职业声誉和社会地位也高,因而更可能社会融合程度高、幸福感强。流动人口动态监测调查把外来人口就业分为 15 个行业和 18 个职业,虽然缺乏统一标准,但基于各行业和职业的收入福利和社会评价,大体上可以分出高低等级。参照张昭时和钱雪亚(2011)的做法,本文将行业和职业简单归为两大类,即好行业与差行业、高端职业与低端职业,具体见表 4。

表 4 行业、职业分类表

分类	行业名称
好行业	电煤水生产供应、金融、社会服务、仓储通信、卫生体育、教育文化和广播电视、科研和技术服务、党政机关和社会团体
差行业	制造业、采掘业、农林牧渔、建筑、批发零售、住宿餐饮,其他
高端职业	国家机关及企事业单位负责人、专业技术人员、办事人员和有关人员、商业服务业人员、经商
低端职业	商贩、餐饮、家政、保洁、保安、装修、农林牧渔、生产运输设备操作人员、生产、运输、建筑、无固定职业、其他不便分类的从业人员

数据分析发现,从事国家机关党群组织、企事业单位负责人等高端职业的外来人口感觉幸福的比例较高,而从事生产运输设备操作人员等低端职业的外来人口感觉幸福的比例则较低。同样,在好行业就业的外来人口感觉幸福的比例也要大于在差行业就业的人口比例。这种职业和行业间的差异会不会影响到幸福感与户籍迁入意愿之间的关系呢?换句话说,幸福感对户籍迁入意愿的影响会不会随外来人口就业质量的差别而改变呢?为验证这个问题,我们按上述好行业和差行业、高端职业和低端职业的分类,分别进行了回归分析。

此外,上述分类中,考虑到垄断和资源禀赋差异造成行业相对工资差异等因素的影响,一

些差行业的收入可能高于好行业^①,譬如资源优势突出的地区会使得采掘业的行业平均收入高于地区平均收入,制造业相对集聚的地区由于规模经济、技术创新等因素的共同影响也可能使制造业的收入高于本文分类中的一些好行业,因此为了降低行业分类的局限性,本文也按收入分组来考察幸福感和社会融合状况对迁移意愿的影响。目前学术界并没有对高收入的统一标准,2010 年国家税务总局《关于进一步加强高收入者个人所得税征收管理的通知》^②提到要加强年收入所得在 12 万元及以上收入者的税收征管,据此月收入 10 000 元及以上可以视为高收入的标准,但是我们发现调查样本中月收入大于或等于 10 000 元者只有 51 人,回归数据处理后只有 31 个样本,不能进行有效的分析。考虑到外来人口实际收入水平,本文选择个人所得税免征起点 3 500 元为标准将收入划分为低于或等于 3 500 元和高于 3 500 元两档,以期考察不同收入水平下幸福感、社会融合对户籍迁入意愿的影响。具体结果见表 5 和表 6。

表 5 分行业和职业回归结果

	差行业	好行业	低端职业	高端职业	收入≤3 500 元	收入>3 500 元
幸福感	0.783 *** (0.042)	0.823 *** (0.103)	0.740 *** (0.045)	0.904 *** (0.075)	0.763 *** (0.040)	1.057 *** (0.134)
社会融合	0.098 *** (0.033)	0.137 * (0.078)	0.063 * (0.036)	0.202 *** (0.055)	0.110 *** (0.031)	0.157 (0.104)
年龄	-0.370 (1.740)	2.916 (4.281)	1.518 (1.854)	-6.328 * (3.328)	0.827 (1.652)	-12.583 (7.867)
年龄的平方	0.029 (0.255)	-0.394 (0.626)	-0.232 (0.270)	0.923 * (0.493)	-0.142 (0.242)	1.891 * (1.139)
收入	0.004 (0.061)	0.211 * (0.120)	-0.105 (0.067)	0.010 (0.092)	0.153 *** (0.068)	-0.065 (0.249)
受教育程度 (中等教育)	0.102 * (0.061)	0.019 (0.178)	0.097 (0.062)	0.018 (0.153)	0.077 (0.059)	0.617 *** (0.262)
受教育程度 (大专以上)	0.011 (0.118)	0.035 (0.235)	0.159 (0.162)	-0.127 (0.185)	0.089 (0.114)	0.435 (0.314)
居留时间 (1~5 年)	0.089 * (0.049)	0.363 *** (0.130)	0.042 (0.053)	0.366 *** (0.091)	0.137 *** (0.047)	-0.009 (0.196)
居留时间 (≥5 年)	0.292 *** (0.056)	0.573 *** (0.149)	0.285 *** (0.061)	0.487 *** (0.105)	0.365 *** (0.055)	0.027 (0.196)
婚姻 (已婚)	0.125 *** (0.063)	-0.217 (0.141)	0.068 (0.070)	0.110 (0.099)	0.069 (0.060)	0.118 (0.191)
性别 (男性)	0.034 (0.041)	0.074 (0.102)	0.093 ** (0.045)	-0.048 (0.072)	0.069 * (0.040)	-0.246 (0.156)
江苏	-0.726 *** (0.069)	-1.083 *** (0.155)	-0.732 *** (0.073)	-0.969 *** (0.126)	-0.798 *** (0.066)	-0.808 *** (0.209)
浙江	-1.357 *** (0.069)	-1.449 *** (0.159)	-1.394 *** (0.073)	-1.407 *** (0.127)	-1.381 *** (0.066)	-1.591 *** (0.212)
广东	-1.027 *** (0.067)	-0.832 *** (0.143)	-1.071 *** (0.071)	-0.920 *** (0.117)	-1.068 *** (0.064)	-0.527 *** (0.193)
常数项	0.790 (2.910)	-3.411 (7.030)	-1.677 (3.113)	10.684 * (5.466)	-0.017 (2.753)	21.129 (13.595)
样本量	12036	1997	10182	3851	12821	1212
伪 R ²	0.058	0.077	0.060	0.068	0.060	0.089

注:括号内为标准误,* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01。

①感谢匿名审稿专家指出这一点。

②国家税务总局:《关于进一步加强高收入者个人所得税征收管理的通知》(国税发[2010]54 号),
http://www.chinatax.gov.cn/n8136506/n8136593/n8137537/n8138502/9731330.html。

表6 分行业和职业回归的边际效应分析

	差行业	好行业	低端职业	高端职业	收入 $\leq 3\ 500$ 元	收入 $> 3\ 500$ 元
幸福感	0.189	0.202	0.178	0.222	0.185	0.258
社会融合	0.023	0.034	0.015	0.049	0.026	0.039
年龄	-0.088	0.729	0.360	-1.554	0.198	-3.126
年龄的平方	0.007	-0.099	-0.055	0.227	-0.034	0.470
收入	0.001	-0.053	-0.025	0.0025	-0.037	-0.016
受教育程度(中等教育)	0.0240	0.005	0.023	0.004	0.018	0.149
受教育程度(高等教育)	0.003	0.009	0.038	-0.031	0.021	0.108
居留时间(1~5年)	0.021	0.091	0.010	0.090	0.034	-0.002
居留时间(≥ 5 年)	0.070	0.142	0.068	0.120	0.088	0.007
婚姻(已婚)	0.029	-0.054	0.016	0.027	0.016	0.029
性别(男性)	0.008	0.018	0.022	-0.0119	0.017	-0.061
江苏	-0.163	-0.258	-0.164	-0.223	-0.180	-0.193
浙江	-0.289	-0.332	-0.297	-0.308	-0.296	-0.353
广东	-0.229	-0.204	-0.238	-0.219	-0.241	-0.129

从表5的回归结果看,可以得出以下结论:

首先,按就业质量和收入分层,分行业和分职业的外来人口主观幸福感的提升对其户籍迁入城市意愿的影响都在1%水平上显著,但好行业、高端职业及高收入行业的外来人口幸福感对户籍迁入意愿的影响要大于差行业、低端职业及低收入行业。具体而言,好行业、高端职业和高收入行业的外来人口幸福感增加一个百分点,将会使得其户籍迁入流入地的意愿增加0.20、0.22、0.26个百分点,高于差行业、低端职业和低收入群体(见表6)。好行业、高端职业及高收入职业者具有更好的生产生活条件的福利待遇,离职的机会成本较高,更希望通过户籍迁入保持工作和生活的稳定。

其次,分行业、分职业和各收入层次的外来人口社会融合状况对其户籍迁入城市意愿的影响也都显著,并且好行业、高端职业和高收入的外来人口社会融合状况对其户籍迁入城市意愿的影响也大于差行业、低端职业和低收入的外来人口。具体而言,好行业、高端职业和高收入行业的外来人口社会融合增加一个百分点,将会使得其户籍迁入地的意愿增加0.03、0.05、0.04个百分点,高于差行业、低端职业和低收入群体边际值(见表6)。可能的解释是,处于好行业、高端职业和高收入的外来人员在所在城市地位较高,工作环境和氛围较好,更容易积累社会资源,这样户籍迁入更有利于其发挥社会资本的作用。

第三,在其他控制变量中,年龄和年龄的平方项只在高端职业的外来人口中显著,说明高端职业的外来人口年龄和户籍迁入意愿之间表现出U型关系,这些外来人口户籍迁入的愿望会随着年龄先下降而后上升。收入变量在多数情况下不显著,只有在好行业和收入低于或等于3 500元两种情况下显著,这时收入对迁移意愿的影响为正,这与很多文献的研究结论一致。居留时间对户籍迁入意愿的影响显著,居留时间越长户籍迁入意愿越强,并且好行业和高端职业外来人口居留时间的增加对其户籍迁入意愿的影响要比差行业和低端职业的外来人口大得多。在婚姻状况方面,差行业情况下已婚者比未婚者户籍迁入的意愿更强。分性别看,低端职业和低收入男性外来人口户籍迁入意愿大于女性。无论是分行业还是分职业,上海外来人口户籍迁入意愿都强于其他三省。

五、研究结论与政策启示

本文的实证分析发现,外来人口幸福感和社会融合状况对其户籍迁入意愿有显著影响,增强幸福感、提高社会融合程度会强化外来人口户籍迁入的愿望。分行业、职业考察还发现,幸福感和社会融合状况对户籍迁入意愿的影响普遍存在,但在好行业和高端职业的外来人口中,影响更大。此外,本文的研究还发现,年龄、婚姻、收入等因素在多数回归中对外来人口的户籍迁入意愿影响不显著。结合这些发现,可以得出结论:相对于年龄、婚姻和收入水平等个体特征而言,幸福感、社会融合状况等在现阶段对外来人口户籍迁入决策具有更重要的作用。

如前文所述,我国目前流动人口中愿意把户籍迁入城镇的不到半数。虽然外来人口愿意在城市居留就业,并且相当比例的人实际居留时间已在五年以上,但对户籍迁入城市很多人仍然持谨慎态度。不可否认,我国当前的人口城镇化问题,特别是城市外来人口市民化程度低问题与户籍制度障碍有直接关系。逐步放宽对外来人口在城市落户的限制是我国户籍制度改革的长期目标。但单纯放宽落户限制恐怕还不够,要使外来人口真正市民化,还必须普遍提升外来人口在城市生活的满意度和幸福感,增强他们户籍迁入的意愿,从而真正在城市安定下来、稳定下来。为此不仅要通过基本公共服务均等化,解决外来人口在城市生活的困难和后顾之忧,改善他们的就业状况,促进外来人口在流入地的社会融合程度等,还需要城乡统筹,切实解决外来人口在流出地存在的问题,只有这样才能真正提高外来人口的生活满意度和幸福感,增强他们户籍迁入城市的愿望。从提升幸福感入手探讨促进外来人口落户城市、在城市稳定下来的条件和路径,可成为解决我国城市化问题的一条新思路。

参考文献:

1. 胡陈冲、李宇、林李月、王婉玲,2011:《流动人口的户籍迁入意愿及其影响因素分析——基于一项在福建省的问卷调查》,《人口与发展》第3期。
2. 黄乾,2008:《农民工定居城市意愿的影响因素——基于五城市调查的实证分析》,《山西财经大学学报》第4期。
3. 李楠,2010:《农村外出劳动力留城与返乡意愿影响因素分析》,《中国人口科学》第6期。
4. 李强、龙文进,2009:《农民工留城与返乡意愿的影响因素分析》,《中国农村经济》第2期。
5. 李珍珍、陈琳,2010:《农民工留城意愿影响因素的实证分析》,《南方经济》第5期。
6. 陆淑珍、魏万青,2011:《城市外来人口社会融合的结构方程模型——基于珠三角地区的调查》,《人口与经济》第5期。
7. 任远,2006:《“逐步沉淀”与“居留决定居留”——上海市外来人口居留模式分析》,《中国人口科学》第3期。
8. 任远、乔楠,2010:《城市流动人口社会融合的过程、测量及影响因素》,《人口研究》第2期。
9. 申秋红,2012:《流动人口居留意愿影响因素分析——基于全国六城市的调查》,《经济研究导刊》第2期。
10. 张昭时、钱雪亚,2011:《城乡分割、工资差异与就业机会不平等——基于五省城镇住户调查数据的经验研究》,《中国人口科学》第3期。
11. 周皓,2012:《流动儿童社会融合的代际传承》,《中国人口科学》第1期。
12. Hunt, Gary L., and Richard E. Mueller. 2004. “North American Migration: Returns to Skill, Border Effects, and Mobility Costs.” *Review of Economics and Statistics*, 86(4): 988 – 1007.
13. Polgreen, Linnea A., and Nicole B. Simpson. 2011. “Happiness and International Migration.” *Journal of Happiness Studies*, 12(5): 819 – 840.
14. Sjaastad, Larry A. 1962. “The Costs and Returns of Human Migration.” *The Journal of Political Economy*, 70(5): 80 – 93.
15. Veenhoven, Ruut, and J. Ehrhardt. 1995. “The Cross – national Pattern of Happiness.” *Social Indicators Research*, 34(1): 33 – 68.

Happiness, Social Integration and Migration Decision

Zhang Peng¹, Hao Yubiao² and Chen Weimin³

(1: Institute of Economics, Chinese Academy of Social Science;

2: School of Economics and Business Administration of Beijing Normal University;

3: Institute of Population and Development of Nankai University)

Abstract: Based on the micro – level data in several areas surveyed by the National Population and Family Planning Commission, this paper analyzes how the migrant workers happiness and social integration affect their migration decision making. We found that the happiness and social integration have a positive impact on their migration decision making, when the age, gender, the periods of stay in the local places, marital status, income and other factors were controlled. When the migrant workers were divided by income, industry and occupation, we concluded that the increase of happiness and degree of integration for migrant workers from the higher income group, good industry and advanced occupation have more impact on migration decision making than migrant workers from the lower income group, disadvantaged industry and low – level occupation. This paper proposes the new idea that we will encounter in the urbanization process. Enhancing the migrants' happiness will facilitate migrating into the city and will help maintain the stability of the city.

Key Words: Migrant Workers; Happiness; Social Integration; Migration Decision

JEL Classification: J55, J61, Z13

(责任编辑:彭爽)

(上接第 57 页)

Village Scale, Income Inequality and Collective Action: An Empirical Analysis of 102 Irrigated Villages in Anhui Province

Cai Rong¹ and Cai Shukai²

(1: Center for Food Security and Strategic Studies, Nanjing University of Finance and Economics;

2: School of Management Engineering, Anhui Polytechnic University)

Abstract: Based on the theoretical framework of collective action and the village survey data from the major rice producing areas in Anhui Province, this paper analyzed the impact of village scale, income inequality, average household farming scale and proportion of migrant workers in village on collective action of farmland irrigation facilities maintenance. The results show that the impact direction of village size and income inequality on village collective action are first positive and then negative, exhibiting inverted U – shaped feature. That is, only in the middle size village or in the village with middle level income inequality will make it easier to form collective action. Average household farming scale in village has a positive impact on collective action, but the proportion of migrant workers in village has a negative impact on collective action. The conclusion has important policy implications, which mainly includes that government should be reasonable to set the village scale, to prevent income equalization and polarization, and to speed up the transfer of rural surplus labor.

Key Words: Collective Action; Village Size; Income Inequality; Farmland Irrigation Facilities

JEL Classification: D71, Q15

(责任编辑:赵锐、彭爽)