

迁移行为、户籍获取 与城市移民幸福感流失

孙三百 白金兰*

摘要：本文基于中国的微观调查数据研究发现，个人年收入与幸福感呈“倒U型”关系，获得户籍迁移者与城市原居民的“收入-幸福”饱和点为年收入5.47万元，未获得户籍者的这一数值高达37万元，从年收入层面来看多数居民的“幸福拐点”尚未到来。进一步运用平均处理效应估计方法，考察迁移行为和户籍身份对城市移民幸福感的影响。线性假定的模型发现，考察迁移对个人幸福感的影响时需要考虑个体异质性，估计结果则表明获取户籍迁移并未降低迁移者的幸福感，未获取户籍迁移则降低了迁移者的幸福感。非线性假定模型的估计结果表明，未获取户籍迁移者的幸福感显著低于获取户籍迁移者。可见，未获取户籍迁移者幸福感更低，并不能被迁移行为本身所解释，而是缺失所在城市户籍身份导致迁移者的幸福感“流失”。

关键词：幸福感 人口迁移 户籍身份 平均处理效应

一、引言

从福利经济学的角度来看，如果高福利是人们追寻的最终目标，那么幸福感（快乐）无疑是个人的福利水平最直观的反映。近年来，政府和公众更加关注居民的幸福问题。而在当前快速推进的城市化进程中，城市中流动群体的幸福感尤其值得重视。2010年第六次全国人口普查主要数据公报显示，我国流动人口大量存在。迁移者（特别是城乡移民）的幸福变化，是他们在城市中是否拥有安稳生活的直观表现。幸福感越强则表明他们越可能更好地，或者已经很好地融入所在城市；反之则表明他们仍然徘徊在城市的边缘。幸福感和社会融合对于提高流动人口在迁入地落户意愿，具有显著的促进作用（张鹏等，2014）。因此，分析迁移是否影响或者如何影响迁移者的幸福感，对提高我国城镇化的质量具有重要意义。

关于居民幸福感，国内外文献均有较多涉及。在幸福感影响因素的研究中，相对收入和绝对收入成为现有文献重点关注的对象（Ferrer - I - Carbonell, 2005；田国强、杨立岩，2006；Ball and Chernova, 2008；罗楚亮，2009；官皓，2010）。而不平等与幸福感的关系，同样备受瞩目。Alesina 等（2004）发现当不平等程度很高时，个体选择幸福的倾向很低。王鹏（2011）则发现收入差距对幸福感的影响呈“倒U型”。鲁元平和王韬（2011）的研究表明，中国的收入不平等降

*孙三百，中国社会科学院经济研究所，邮政编码：100836，电子信箱：sunsb@cass.org.cn；白金兰，中国社会科学院财经战略研究院，邮政编码：100836，电子信箱：baijinlan2008@126.com。

本文得到北京大学-林肯研究院城市发展与土地政策研究中心论文奖学金的资助。作者感谢洪俊杰、黄薇等老师以及匿名审稿人提出的修改意见。当然，文责自负。

低居民幸福感,而且这种不平等对农村居民和低收入者的负面影响大于城市居民和高收入者。还有一些研究从个体特征出发,考察非收入因素对个体幸福感的影响,如遗传因素(Bartels and Boomsma,2009)、基因(De Neve, et al.,2010)、漂亮的外表(Hamermesh and Jason,2011)等。将众多收入因素与非收入因素进行综合比较分析后,何立华和金江(2011)发现,与个体特征相关的年龄、性格、收入与健康等因素,以及对社会收入不平等程度的评价、对民主化进程的满意程度都与居民的幸福感受显著相关;其中居民性格因素的作用高于其他因素;收入因素的边际作用高于收入不平等因素,不过相对于其他因素,收入因素和收入不平等因素的边际作用最小。在宏观环境因素层面,Welsch(2002,2006)研究发现,当用二氧化氮排放量来度量污染时,空气污染显著地对幸福感产生了不利影响。Di Tella等(2001)指出,通货膨胀和失业率较低时,人们的幸福感更强。孙凤(2007)发现,社会保障和收入分配政策直接影响居民的幸福感受;收入和声望越高的职业,对增强幸福感越有利。何强(2011)认为,重视社会公平、建立良好的收入获取和消费习惯、增强人们对未来的预期,对持续提高居民幸福感起着关键作用。弗雷和斯塔特勒(2006)则认为,决定幸福的因素主要包括个性因素(自尊、自控、乐观、外向和精神健康)、社会人口因素(年龄、性别、婚姻状况和教育)、经济因素(个人及总体收入、失业和通货膨胀)、情形性因素(具体就业和工作条件、工作单位的压力、与同事亲戚朋友的人际关系、与婚姻关系的关系以及生活条件和健康状况)和体制性因素(政治权力的分散程度和公民的直接参与政治权利)。

关于人口迁移与幸福感之间的关系,Knight和Gunatilaka(2009)首次研究了发展中国家主观福利与迁移之间的关系,指出农村-城市间移民的幸福感受,低于未迁移的农村居民。罗楚亮(2006)发现农村居民的幸福感受高于城镇居民,这主要是由于预期的满足程度、收入变化预期、对生活状态改善的评价等差异所引起;城镇失业与就业居民的幸福感受差异则主要由收入效应导致。由于我国户籍制度的存在,是否获得户籍对迁移者存在较大的影响。关于户籍与幸福感受的关系,Jiang等(2008,2012)通过研究收入不平等对不同群体(包括农村迁移者、城市原居民、获得户籍的农村迁移者)幸福感受的影响,发现他们的幸福感受受到收入不平等的影响而存在差异。

总体而言,现有的研究中,关于迁移和户籍对幸福感受影响的文献较少,鲜有文献将迁移行为和户籍获取结合起来分析其对幸福感受的影响,且多数文献没有考虑个体异质性对估计结果的影响,导致估计难免存在较大偏误。本文则在考虑个体异质性的情况下,分析不同群体“收入-幸福”拐点的差别,证实了迁移行为本身并未降低迁移者的幸福感受,而是所在城市户籍身份的缺失降低了迁移者的幸福感受。

二、研究假说

迁移通过改变物质和精神层面的生活状况,使迁移者的幸福感受发生变化。如前所述,已有一些研究证实乡-城移民的幸福感受低于农村居民。可见,迁移会给迁移者带来负面影响,健康状况、物价和房价所带来的生活成本上升以及居住环境恶化等,都会降低迁移者的幸福感受。如超时劳动与不良的工作环境,显著地影响迁移工人的健康状况(朱玲,2009),农民工流动后健康状况可能发生恶化(苑会娜,2009),进而降低迁移者的个人幸福感受。城市移民幸福感受低于农村居民的三个主要原因:迁移者对未来城市情况、抱负和个人未来存在错误的期盼(Knight and Gunatilaka,2009)。鲁元平和王韬(2010)则提出城市居民幸福感受更低的三点解释:城市居民对未来的不确定性以及害怕失业;城市地区的生活成本上升较快(房价、交通、医疗、教育等);一些社会环境问题,如交通拥挤、犯罪率上升、人口过度密集等都不利于幸福感受的提升。

事实上,迁移对迁移者幸福感的正向促进作用同样不容忽视,这具体表现在就业机会、资源获取、心理等方面。劳动者在城市的教育回报率更高,而且对于一些高学历者而言,他们更难在农村地区寻找到与其知识、技能相匹配的工作(Marré,2009)。迁移地的就业机会多少和工资率高低是迁移的决定性因素(斯拉木、木明,2007)。迁入地经济发展创造的就业容量足够大时,劳动者为追求就业机会而选择迁移就业;迁入地的就业风险又会减少地区的吸引力,对劳动力流入有负作用(李萍、谌新民,2011)。可见,迁移者可以通过迁移寻求更加满足心理预期、与自身技能更加匹配的工作。此外,缺乏资源是迁移的动因和束缚(Mariapia,2008),城市规模越大则更加多样化(Duranton and Puga,2001)。而我国众多的迁移者正是通过从小城市向大城市迁移,获取更多小城市或者农村所没有的资源和信息等,来满足个体多样性偏好,增强个人幸福感。更为重要的是,收入是迁移对迁移者幸福感产生影响的一个重要渠道。如对跨国移民幸福感的研究发现,迁移者比非迁移者表现出更低的幸福感,并且移民者的幸福感与收入之间的联系比其他群体更强(Bartram,2011)。收入与幸福感相关,当收入尚未达到某一临界水平之前,增加收入能够提高社会的幸福度(田国强、杨立岩,2006)。在现阶段的中国,收入与城市居民幸福感之间具有一定的正相关(邢占军,2011)。而迁移对收入产生影响已经得到一些研究的证实。^① 现阶段我国城市移民的收入增长,有利于提升移民幸福感。同时,通过向大城市、发达城市流动,迁入地更高的工资水平使迁移者获取额外的心理满足感和更好的预期,如社区层面收入上升所产生的正外部性的示范效应超过了攀比效应,且在外来居民中较低教育水平者获得更强的示范效应(陈钊等,2012)。因此,我们提出:

研究假说1:当前我国移民的迁移行为本身未必降低其幸福感。

与迁移行为对幸福感的影响不同,户籍身份缺失对幸福感的影响体现为负面效应。迁移者的需求是多维的,渴望享有与城镇户籍居民平等的各项权利,对落脚城市人群的幸福感的显著影响(贺京同、郝身永,2013)。章元和王昊(2011)基于上海市的调查数据研究表明,在外地农民工相对于本地工人而受到的歧视因素中,户籍歧视还是占主要部分。我国外来劳动力与城市本地劳动力工资差异的43%是由歧视等不可解释的因素造成;外来劳动力来到城市后,收入很低而且相当不稳定,更谈不上享有任何福利待遇(王美艳,2005)。在需要较高教育水平和技能的高收入行业,非本地户籍身份成为外来人口的进入壁垒(陈钊等,2009)。户口迁移和常住人口主要在国有、外商投资经济单位等传统和新兴的主流劳动市场就业;非户口迁移人口主要在新兴的个体私营经济单位或以个人家庭为单位的非主流劳动市场就业(李玲、Fan,2000)。可见,未获得户籍者无法同等地享受所在地的社会福利、医疗保障,以及无法获取与当地同等的就业和升职机会,这些都与幸福感相关联。正如“社会水车”效应所反映的:人们总是在相互比较中获得自己的满意度(娄伶俐,2009)，“机会不平等”对居民幸福感存在显著的负面影响(潘春阳、何立新,2012)。一些研究还发现,不管是城市居民还是没有户籍的居民,都会因为与户籍特性相关的不平等而感到不幸福(Jiang, et al., 2008, 2012)。虽然当前我国要通过推进户籍制度改革,统一城乡的户口登记制度,全面实施居住证制度^②,但是实际上大部分流动人口在迁移所在地不能完全公平地分享社会保障、医疗等公共物品。这种并非

^①Barro 和 Sala-i-Martin(1991)发现美国和其他国家的收入收敛速度几乎完全相等,其原因可能在于劳动力流动程度不同。

^②<http://politics.people.com.cn/n/2014/0730/c1001-25369774.html>。

与生俱来的非本地户籍身份所带来的缺失感,在他们选择迁移后陡然与日俱增,从而降低了幸福感。因此,我们提出:

研究假说2:考虑个体异质性后,未获得户籍的迁移降低迁移者的幸福感。

三、方法与数据

(一) 估计方法与计量模型设定

本文计量模型中,迁移者(获取户籍与未获取户籍)和原市民间幸福感的比较成为关注的焦点。值得注意的是,考察迁移对幸福感的影响时,不能简单地将迁移者和未迁移者进行比较,因为两类人群的特征存在差异。而在影响个体选择是否迁移的特征中,有一些因素观察不到或者难以度量,如个人能力。对这些因素带来的影响,一般有两种较为常用的处理方法,一是条件期望独立假设下的平均处理效应,二是工具变量方法。^①

假设个体可以自行决定是否迁移,而是否迁移与其预期的未来幸福感有关。 $Happy_i$ 为个人幸福感得分; $Migr_i$ 为个人是否迁移(获取户籍或者未获取户籍)的虚拟变量,1表示迁移,0表示未迁移。在平均处理效应的分析框架下,就迁移而言,个体 i 的幸福感存在两种潜在的结果($Happy_{1i}, Happy_{0i}$), $Happy_{1i}$ 表示个体迁移后的幸福感, $Happy_{0i}$ 表示该个体未迁移的幸福感。这样($Happy_{1i} - Happy_{0i}$)为处理效应(Treatment Effect),即个体 i 迁移给其幸福感带来的净影响,然而任何个体只可能处于迁移或未迁移这两种状态之一,或是迁移,即 $Migr_i = 1$,或是未迁移,即 $Migr_i = 0$ 。将观察到的 $Happy_i$ 与 $Migr_i$ 联系起来, $Happy_i$ 表示如下:

$$Happy_i = Migr_i Happy_{1i} + (1 - Migr_i) Happy_{0i} = Happy_{0i} + Migr_i \times (Happy_{1i} - Happy_{0i}) \quad (1)$$

依据条件期望独立假设的前提可以得到:

$$E(Happy_{it} | X_i, Migr_i) = E(Happy_{it} | X_i) \quad t = 0, 1 \quad (2)$$

令均值处 $u_t = E(Happy_{it})$, 则有 $Happy_{0i} = u_0 + v_{0i}$ 和 $Happy_{1i} = u_1 + v_{1i}$, 进而: $E(Happy_{0i} | X_i, Migr_i) = u_0 + E(Happy_{0i} | X_i)$ 和 $E(Happy_{1i} | X_i, Migr_i) = u_1 + E(Happy_{1i} | X_i)$ 。不难得到 $E(v_{0i}) = 0$ 和 $E(v_{1i}) = 0$ 。从而:

$$E(Happy_{1i} | X_i, Migr_i) = u_0 + (u_1 - u_0) Migr_i + [E(Happy_{1i} | X_i) - E(Happy_{0i} | X_i)] Migr_i + E(v_{0i} | X_i) \quad (3)$$

其中, $u_1 - u_0 = E(Happy_{1i} - Happy_{0i})$ 为迁移对个人主观幸福感带来影响的平均值。相当于 $\alpha = E(Happy_{1i} - Happy_{0i})$ 的平均处理效应(ATE)。为了估计 α , 假设 $E(v_{0i} | X_i) = g_0(X_i)$, 并可得:

$$Happy_i = u_0 + \alpha \times Migr_i + g_0(X_i) + Migr_i \times [E(v_{1i} | X_i) - E(v_{0i} | X_i)] + e_{0i} \quad (4)$$

其中, $E(e_{0i} | Migr_i, X_i) = 0$ 。

(4)式假设在控制了影响幸福感的变量 X_i 后,是否迁移通过 X_i 与潜在幸福感相联系。^② 本文参考周亚虹等(2010)的思路,可设定两类模型考察迁移对幸福感的影响。

(1)考虑异质性的模型,在模型中加入了控制异质性的迁移与其他控制变量的交互项,与实际更加相符。具体方程如下:

^①详见孙三百等(2012)。

^②详见周亚虹等(2010)、孙三百等(2012)。

$$Happy_i = u_{0i} + \alpha \times Migr_i + g_0(X_i) + Migr_i \times [g_1(X_i) - g_0(X_i)] + e_{0i} \quad (5)$$

假定 $g_1(X_i) - g_0(X_i) \equiv E(v_{1i}|X_i) - E(v_{0i}|X_i) = X_i'\gamma$ 为线性函数,等式右端的交互项如果被遗漏,则会导致估计的不一致性。此时迁移的影响 $\rho(X_i) = \alpha + X_i'\gamma$, γ 随 X_i 的变化而变化,体现了迁移影响的异质性。为了在 X_i 的均值处讨论迁移的影响,实际分析中将采用更加简洁的模型:

$$Happy_i = u_{0i} + \alpha \times Migr_i + X_i'\beta + Migr_i \times [X_i - \bar{X}_i]'\gamma + e_{0i} \quad (6)$$

其中, \bar{X}_i 为各协变量的均值。

(2) 上述模型考虑了迁移影响的异质性,但是对函数做了线性的限制,如果 $g_1(X_i) - g_0(X_i)$ 是 X_i 的非线性函数,则模型 1 就会产生类似于遗漏变量等问题。可以用倾向得分的估计值 $P(X_i)$ 来代替线性函数, $P(X_i)$ 为非参数估计的方法得到,从而降低模型设定的遗漏变量带来的错误。估计方程如下:

$$Happy_i = u_{0i} + \alpha \times Migr_i + \beta P(X_i) + Migr_i \times [P(X_i) - \bar{P}] + e_{0i} \quad (7)$$

其中, \bar{P} 为非参数估计倾向得分的均值。

在具体回归分析时,我们采取排序的 Probit 方法对上述两个模型进行估计:

$$\Pr(Happy = 1|Z) = \Phi(r_1 - Z\delta) \quad (8)$$

$$\Pr(Happy = n|Z) = \Phi(r_n - Z\delta) - \Phi(r_{n-1} - Z\delta) \quad (n=2,3,4,5) \quad (9)$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 为标准正态分布的概率分布函数, Z 为影响幸福感的各因素组成的自变量, δ 为自变量待估参数, r_n 为待估参数,被称为“切点”。

(二) 数据来源及统计描述

本文所使用的数据来自 2006 年全国综合社会调查数据库以及《中国区域经济统计年鉴(2006)》、《中国城市统计年鉴(2006)》的相关数据。^① 我们重点考察原市民与迁移者(获取户籍与未获取户籍)之间的幸福感,因此将研究样本确定为城市被调查者(郊区除外)。本文选取的主要变量及其统计量见表 1。依据本人与父母户籍、居住地点等信息,判别被调查者是否流动。

原始数据中,去除农村和郊区样本外,剩余样本为 5 901 个(全部样本),包含研究核心变量信息的有效样本数为 3 393 个(有效样本)^②,可以识别是否迁移且其他核心变量不存在数据缺失问题的可用样本数为 2 116 个(可用样本)^③。分析不同类型迁移者的幸福感变化时,

^① 该数据来自中国国家自然科学基金资助之“中国综合社会调查(CGSS)”项目。该调查由中国人民大学社会学系与香港科技大学社会科学部执行,项目主持人为李璐璐教授、边燕杰教授。作者感谢上述机构及其人员提供数据协助,本论文内容由作者自行负责。数据库根据随机抽样的方法,在全国 28 个省市抽取 10 151 个家庭户,然后在每个被选中的居民户中按一定规则随机选取 1 人作为被访者。

^② 个人收入信息缺失或明显虚假(前后不一致等)、无户籍信息、调查员认为信息不可靠、城市名称无法与统计年鉴进行匹配者,予以剔除。

^③ 由于可用样本(迁移识别后)、有效样本(迁移识别前)与总体样本数量存在差异,我们比较了三者之间核心变量的基本统计量,结果表明统计量并无明显差别,特别是有效样本和可用样本的基本统计量几乎一致。比如,主观幸福感,可用样本均值为 3.478,方差为 0.730;有效样本均值为 3.472,方差为 0.727;总体样本均值为 3.45,方差为 0.733。年龄,可用样本均值为 41.26,方差为 13.12;有效样本均值为 42.45,方差为 13.27;总体样本均值为 4.18,方差为 1.39。年收入,可用样本均值为 1.561,方差为 2.096;有效样本均值为 1.525,方差为 2.044;总体样本均值为 1.44,方差为 1.94。受教育年限,可用样本均值为 10.23,方差为 3.294;有效样本均值为 10.32,方差为 3.270;总体样本均值为 10.33,方差为 3.54。而且,主观幸福感、年收入、受教育年限等核心变量的核密度曲线几乎重合。

确定两个虚拟变量:获取户籍与未获取户籍。从城市类型来看,有效样本分布在全国的 89 个城市,基本上涵盖了东中西部地区的大中小城市。可见,有效样本对整体而言具有一定的代表性。其中,未获取户籍的迁移者为 1 133 人,获取户籍的迁移者为 326 人,原市民为 657 人。

表 1 主要变量含义及基本统计特征

变量名称	变量具体含义	样本数	均值	标准差
幸福感	“非常不幸福”=1,“不幸福”=2,“一般”=3,“幸福”=4,“非常幸福”=5。	2 116	2.512	0.592
未获取户籍	迁移者未获取户籍=1,其他=0。	2 116	0.535	0.499
获取户籍	迁移者获取户籍=1,其他=0。	2 116	0.154	0.361
年收入	本人年收入(万元)。	2 116	1.561	2.096
年龄	2005 年本人年龄。	2 116	41.26	13.12
健康自评	自我感觉健康=1,否则=0。	2 116	0.793	0.405
受教育年限	本人受教育年限(年)。	2 116	10.23	3.294
参与选举	参与选举的种类,均未参与为 0。	2 116	0.257	0.437
收入合理	本人认为收入分配是否合理:非常合理=4,合理=3,不合理=2,非常不合理=1。	2 116	2.648	0.814
人际关系	满意=1,不满意=0。	2 116	0.521	0.500
家庭未来	变好=3,差不多=2,变差=1。	2 116	2.512	0.592

四、回归结果

(一) 线性假定模型估计结果

在回归分析中,我们考虑样本所在城市的固定效应,以控制城市变量的影响(见表 2)。模型(L0)为运用排序 Probit 方法估计可用样本的结果,模型(L1)为未考虑个体异质性,运用排序 Probit 方法进行估计的结果。比较二者的回归结果发现,变量回归系数大小和显著性基本保持一致,仅在模型(L0)中,对收入、年龄、家庭未来的估计系数的绝对值略小一些。可见,两类样本核心变量的估计结果具有稳健性。具体而言,虽然模型(L1)的准 R^2 仅为 0.1789,但是解释变量较为显著。未获取户籍迁移对迁移者幸福感存在显著负向影响,而获取户籍迁移者与原市民相比,获取户籍迁移对幸福感并无显著影响。模型(L2)增加了收入与未获取户籍迁移的交互项,控制变量估计结果表明,年收入与幸福感呈倒 U 型关系,这一点与田国强和杨立岩(2006)的研究结论较为一致。收入及其平方的交互项表明,获取户籍者与原市民的幸福感受最高(或者获得较高幸福感的概率最高)时的年收入为 5.47 万元,高于样本整体均值,未获取户籍者这一数值高达 37 万元(“收入-幸福”饱和点)^①。这说明个人收入增长对于未获取户籍的迁移者而言更加重要,调查数据中这一群体的年均收入仅为 1.55 万元,距离收入-幸福感倒 U 型曲线的顶点有着更大的距离。由此可见,在某种程度上“幸福悖论”确实存在,即当收入超越倒 U 型曲线极值点之后,幸福感降低。只是对于多数居民而言,这一“幸福拐点”尚

^①根据模型(L2)的估计结果,原市民和获得户籍迁移者年收入与收入平方的估计系数分别为 0.197 和 -0.018,因此其收入-幸福感倒 U 型曲线的顶点处年收入为 5.47 万元;未获得户籍迁移者年收入与收入平方的估计系数分别为(0.197-0.123=0.074)和(-0.018+0.017=-0.001),因此其收入-幸福感倒 U 型曲线的顶点处年收入为 37 万元。

未到来。这一点与邢占军(2011)的研究相似。值得注意的是,沈坤荣和余吉祥(2011)的研究表明,农村移民可以对城镇居民的收入产生正向影响。这意味着在收入增长可以提升幸福感的阶段(倒U型曲线左半边),流动人口在增加自身收入的同时,可以增加原城市人口的收入,从而使得居民幸福感上升。年龄及其二次项的估计系数表明,年龄与幸福感存在U型关系。按照可用样本估计系数粗略计算,幸福感最低的年龄为37岁。这一结论从幸福感的角度验证了中年危机(“灰色中年”)的存在。中年危机一般高发在37岁~50岁,这一人生阶段可能经历的事业、健康、家庭婚姻等各种关卡和危机,导致中年人群幸福感相对低于其他年龄段的人群。此外,平均而言,男性的幸福感低于女性的概率较高,健康有利于提升幸福感,受教育年限与幸福感呈现倒U型关系,收入合理反而不利于幸福感提升,良好的人际关系对幸福感有利,失业者幸福感更低。以未婚者作为对照组,同时控制已婚变量和已婚其他变量后,已婚对幸福感存在显著正向影响,已婚其他(分居、离异、丧偶)变量对幸福感存在显著负向影响。

假定潜在幸福感为一般线性函数,考虑个体异质性后,模型(L3)的回归结果表明,未获取户籍迁移对迁移者幸福感存在显著负向影响,只是系数绝对值比模型(L1)小。而且多数交互项系数显著,表明估计迁移行为对幸福感的影响时,需要考虑个体异质性。模型(L4)以未获取户籍迁移者和原市民为样本,其回归结果与模型(L3)差别不大。模型(L5)以所有迁移者为样本,未获取户籍的影响不再显著,表明在线性模型下,对于所有迁移者而言,户籍身份对幸福感并无显著影响。模型(L6)以获取户籍的迁移者和原市民为样本,结果发现与模型(L1)相比,在考虑异质性的情况下,获取户籍的迁移对幸福感同样没有显著作用。这表明在控制了其他变量之后,获取户籍的迁移者与原城市居民之间幸福感没有显著差异。

表2 线性假定模型的估计结果

变量名称	模型(L0)	模型(L1)	模型(L2)	模型(L3)	模型(L4)	模型(L5)	模型(L6)
	有效样本	可用样本	可用样本	可用样本	未获取户籍者与原市民	所有迁移者	获取户籍者与原市民
年龄	-0.054*** (0.013)	-0.078*** (0.017)	-0.075*** (0.017)	-0.077*** (0.024)	-0.088*** (0.019)	-0.019 (0.046)	-0.091*** (0.032)
年龄平方	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)
男性	-0.155*** (0.043)	-0.153*** (0.055)	-0.165*** (0.055)	-0.108 (0.081)	-0.127** (0.060)	-0.347** (0.149)	-0.004 (0.104)
健康自评	0.373*** (0.052)	0.346*** (0.067)	0.344*** (0.067)	0.487*** (0.096)	0.337*** (0.075)	0.449*** (0.155)	0.578*** (0.131)
受教育年限	0.093*** (0.032)	0.099** (0.040)	0.103*** (0.040)	0.050 (0.059)	0.126*** (0.047)	0.055 (0.079)	0.025 (0.099)
受教育年限平方	-0.004** (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.003 (0.003)	-0.005** (0.002)	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.004)
参与选举	0.170*** (0.049)	0.121* (0.066)	0.119* (0.066)	0.080 (0.091)	0.146** (0.073)	-0.124 (0.162)	0.126 (0.117)
收入合理	-0.136*** (0.028)	-0.198*** (0.037)	-0.190*** (0.037)	-0.094* (0.052)	-0.230*** (0.041)	-0.078 (0.091)	-0.095 (0.066)
人际关系	0.763*** (0.048)	0.699*** (0.061)	0.699*** (0.061)	0.716*** (0.090)	0.718*** (0.067)	0.573*** (0.153)	0.816*** (0.117)
家庭未来	0.294*** (0.037)	0.355*** (0.048)	0.353*** (0.048)	0.447*** (0.071)	0.307*** (0.052)	0.600*** (0.133)	0.404*** (0.087)
失去工作	-0.315*** (0.087)	-0.309*** (0.112)	-0.292*** (0.113)	-0.467*** (0.178)	-0.311*** (0.119)	-0.179 (0.398)	-0.546** (0.213)

续表 2 线性假定模型的估计结果

变量名称	模型(L0)	模型(L1)	模型(L2)	模型(L3)	模型(L4)	模型(L5)	模型(L6)
	有效样本	可用样本	可用样本	可用样本	未获取户籍者 与原市民	所有迁移者	获取户籍者 与原市民
已婚	0.512*** (0.080)	0.524*** (0.100)	0.510*** (0.099)	0.449*** (0.148)	0.504*** (0.106)	0.584* (0.322)	0.500*** (0.181)
已婚其他	-0.200* (0.116)	-0.268* (0.154)	-0.288* (0.154)	-0.463** (0.217)	-0.192 (0.175)	-0.532 (0.403)	-0.397 (0.289)
未获取户籍		-0.249*** (0.076)	-0.098 (0.112)	-0.162** (0.072)	-0.241*** (0.078)	-0.094 (0.106)	
获取户籍		-0.085 (0.089)					-0.112 (0.114)
年收入	0.045** (0.019)	0.067*** (0.024)	0.197*** (0.072)	0.207*** (0.078)	0.063** (0.026)	0.345** (0.149)	0.187* (0.099)
年收入平方	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.018** (0.008)	-0.019** (0.008)	-0.001** (0.000)	-0.022 (0.016)	-0.021** (0.010)
$D \times$ 年收入			-0.123* (0.073)				
$D \times$ 年收入平方			0.017** (0.008)				
$D \times$ 年收入标准化				-0.135* (0.081)		-0.278* (0.151)	0.112 (0.178)
$D \times$ 年收入平方标准化				0.018** (0.008)		0.021 (0.016)	-0.003 (0.019)
$D \times$ 健康自评标准化				-0.271** (0.133)		-0.241 (0.180)	-0.175 (0.202)
$D \times$ 收入合理标准化				-0.209*** (0.073)		-0.234** (0.104)	0.023 (0.113)
$D \times$ 家庭未来标准化				-0.184* (0.096)		-0.324** (0.147)	0.239 (0.158)
城市固定效应	√	√	√	√	√	√	√
观测值个数	3 393	2 116	2 116	2 116	1 790	1 459	983
LR χ^2	1205.48	828.02	831.72	858.56	718.30	597.08	470.92
Pseudo R^2	0.1646	0.1789	0.1797	0.1855	0.1838	0.1861	0.2208

注：“ $D \times$ ”表示迁移虚拟变量与该变量的交互项。 $D \times$ 男性标准化仅在模型(L5)中显著，未列出。离退休、未工作、 $D \times$ 年龄标准化、 $D \times$ 年龄平方标准化、 $D \times$ 受教育年限平方标准化、 $D \times$ 参与选举标准化、 $D \times$ 人际关系标准化、 $D \times$ 已婚标准化、 $D \times$ 已婚其他标准化，在考虑线性限制的回归中，系数均不显著，未列出。切点的估计值也未列出。括号中数值为标准误，***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ 。

(二) 非线性假定模型估计结果

进一步,运用不存在线性假定的模型重新估计迁移对幸福感的影响(表3)。模型(P1)和(P2)表明,未获取户籍迁移者的幸福感更低。模型(P3)表明在非线性假定条件下,未获取户籍者幸福感显著低于获取户籍者,从而为户籍身份的影响提供了更有力的证据。于是,对比各模型中的迁移变量,可以看出获取户籍迁移并未降低幸福感(无论是否存在线性假定),从而验证了研究假说1。然而,未获取户籍迁移却能导致幸福感更低(无线性假定时),即未获取户籍的迁移给幸福感带来的负面影响,这一影响主要由于缺失所在城市户籍身份导致,从而验证了研究假说2。

表3 无线性假定模型的估计结果

变量	模型(P1)	模型(P2)	模型(P3)	模型(P4)
	可用样本	未获取户籍者与原市民	全部迁移者	获取户籍者与原市民
未获取户籍	-0.200*** (0.066)	-0.260*** (0.076)	-0.188** (0.093)	
获取户籍				-0.052 (0.097)
倾向得分	0.747*** (0.256)	0.932*** (0.323)	0.653* (0.396)	0.355 (0.319)
D × 倾向得分	-0.773** (0.336)	-0.692* (0.395)	-1.052** (0.481)	-0.673 (0.457)
城市固定效应	√	√	√	√
观测值个数	2 116	1 790	1 459	983
LR chi ²	291.68	264.40	211.25	177.93
Pseudo R ²	0.0630	0.0677	0.0658	0.0834

注:切点的估计值未列出。括号中数值为标准误,***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。

总体而言,未获取户籍的迁移者幸福感更低,显然并不能完全被迁移行为本身(比如迁移成本)或者说一些个体特征所解释,而是因为与户籍相关的因素降低了未获取户籍者的幸福感,即归因于迁移后由于户籍歧视等而“流失”了幸福。对于未获取户籍者而言,这部分地印证了 Bartram(2012)的研究结论,即迁移能增加收入,但是并不能增加幸福感,这似乎意味着迁移者认为经济迁移是增进个人福利的途径的想法是个错误。正如 Harris 和 Todaro(1970)所言,移民为了获得拥有高收入的就业机会,甘愿在一定时间内承受失业或者接受城市的低收入工作。因此,即使迁移并不能带来幸福感的增强,迁移仍被选择,一种可能的解释是迁移是为了在一定时间内提高收入,即便此时损失了一些幸福感,短期的迁移和幸福的流失,是为了长期的收入增长和幸福。因此,鉴于户籍身份的影响,迁移者可以选择迁往与户籍身份相关的歧视较少的城市。

五、结论与建议

本文基于2006年的中国微观调查数据,从人口迁移和户籍身份的角度,考察了不同类型居民的幸福感受及其主要决定因素,得出如下结论:

(1) 获取户籍者与原市民获得较高幸福感的概率最高时的年收入为5.47万元,高于样本整体的年收入均值,未获取户籍者这一数值高达37万元(“收入-幸福”饱和点)。调查数据中这一群体的年均收入仅为1.55万元,距离收入-幸福感倒U型曲线的顶点有着更大的距离。可见,在某种程度上“幸福悖论”确实存在,即当收入超越倒U型曲线极值点之后。只是对于多数居民而言,这一“幸福拐点”尚未到来。

(2) 获取户籍迁移并未降低幸福感(无论是否存在线性假定)。然而,未获取户籍迁移却可能导致幸福感更低(无线性假定时),即未获取户籍的迁移给幸福感带来的负面影响,这一影响主要由于缺失所在城市户籍身份导致。未获取户籍的迁移者幸福感更低,显然并不能完全被迁移行为本身(比如迁移成本)或者说一些个体特征所解释,而是因为与户籍相关的因素,降低了未获取户籍者的幸福感,即归因于迁移后由于户籍歧视等而“流失”了幸福。

未获取户籍者幸福感的“流失”,将成为阻碍劳动力迁移的重要因素,对我国进一步推进城市化和克服民工荒问题来说,无疑是一大障碍。政府部门应采取恰当措施减少户籍歧视、增加就业培训等,使流动人口尽快融入城市,分享迁入地的公共物品,从而提升其幸福感。其中,尤其需要重视外来农民工的城市融合问题,因为外来非农户籍的劳动力在流入地劳动力市场不存在融合障碍,而低技能的外来农民工可能将一直处在社会的最底层,低于拥有同样技能的本地工人(谢桂华,2012),他们融入城市存在较大的困难。提升未获取户籍者幸福感,除了收入增长以外,最主要的应该是使其能够真正地定居城市,享受与原市民同等的公共产品,同时他们的社会地位、健康、生活与工作压力同样值得关注。

参考文献:

1. 布伦诺·S. 弗雷、阿洛伊斯·斯塔特勒,2006:《幸福与经济学——经济和制度对人类福祉的影响》,中译本,北京大学出版社。
2. 陈钊、陆铭、佐藤宏,2009:《谁进入了高收入行业?——关系、户籍与生产率的作用》,《经济研究》第10期。
3. 陈钊、徐彤、刘晓峰,2012:《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》第4期。
4. 官皓,2010:《收入对幸福感的影响研究:绝对水平和相对地位》,《南开经济研究》第5期。
5. 何立华、金江,2011:《谁是幸福的?——个体特征、外部环境与主观幸福感》,《经济评论》第5期。
6. 何强,2011:《攀比效应、棘轮效应和非物质因素:对幸福悖论的一种规范解释》,《世界经济》第7期。
7. 贺京同、郝身永,2013:《怎样才能使落脚城市人群更幸福?——基于CHIPS数据的实证分析》,《南开经济研究》第6期。
8. 李玲、C. Cindy Fan,2000:《社会经济结构转型期迁移与非迁移人口的工作选择与转换——广州劳动市场初步研究》,《人口研究》第2期。
9. 李萍、谌新民,2011:《迁入地就业容量与就业风险对劳动力流动的影响——以广东省为例》,《中国人口科学》第2期。
10. 娄伶俐,2009:《主观幸福感的经济学研究动态》,《经济学动态》第2期。
11. 鲁元平、王韬,2010:《主观幸福感影响因素研究评述》,《经济学动态》第5期。
12. 鲁元平、王韬,2011:《收入不平等、社会犯罪与国民幸福感——来自中国的经验证据》,《经济学(季刊)》第4期。
13. 罗楚亮,2006:《城乡分割、就业状况与主观幸福感差异》,《经济学(季刊)》第3期。
14. 罗楚亮,2009:《绝对收入、相对收入与主观幸福感——来自中国城乡住户调查数据的经验分析》,《财经研究》第11期。
15. 潘春阳、何立新,2012:《机会不平等和主观幸福感——来自中国的微观实证》,《经济研究》工作论文, WPS225。
16. 沈坤荣、余吉祥,2011:《农村劳动力流动对中国城镇居民收入的影响——基于市场化进程中城乡劳动力分工视角的研究》,《管理世界》第3期。
17. 苏来里·斯拉木、泰来提·木明,2007:《人力资本、就业机会与我国农村劳动力的迁移》,《经济与管理研究》第4期。
18. 孙凤,2007:《性别、职业与主观幸福感》,《经济科学》第1期。
19. 孙三百、黄薇、洪俊杰,2012:《劳动力自由迁移为何如此重要——基于代际收入流动的视角》,《经济研究》第5期。
20. 田国强、杨立岩,2006:《对“幸福-收入之谜”的一个解答》,《经济研究》第11期。
21. 王美艳,2005:《城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动就业与报酬研究》,《中国社会科学》第5期。
22. 王鹏,2011:《收入差距对中国居民主观幸福感的影响分析——基于中国综合社会调查数据的实证研究》,《中国人口科学》第3期。
23. 谢桂华,2012:《中国流动人口的人力资本回报与社会融合》,《中国社会科学》第4期。
24. 邢占军,2011:《我国居民收入与幸福感关系的研究》,《社会学研究》第1期。

25. 苑会娜,2009:《进城农民工的健康与收入——来自北京市农民工调查的证据》,《管理世界》第5期。
26. 张鹏、郝宇彪、陈卫民,2014:《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》,《经济评论》第1期。
27. 章元、王昊,2011:《城市劳动力市场上的户籍歧视与地域歧视:基于人口普查数据的研究》,《管理世界》第7期。
28. 周亚虹、许玲丽、夏正,2010:《从农村职业教育看人力资本对农村家庭的贡献——基于苏北农村家庭微观数据的实证分析》,《经济研究》第8期。
29. 朱玲,2009:《农村迁移工人的劳动时间和职业健康》,《中国社会科学》第1期。
30. Alesina, Alberto, Rafael Di Tella, and Robert MacCulloch. 2004. "Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different?" *Journal of Public Economics*, 88(9-10): 2009-2042.
31. Ball, Richard, and Kateryna Chernova. 2008. "Absolute Income, Relative Income, and Happiness." *Social Indicators Research*, 88(3): 497-529.
32. Barro, R. J., and Xavier Sala-i-Martin. 1991. "Convergence across States and Regions." *T Brookings Papers on Economic Activity*, 22(1): 107-182.
33. Bartels, Meike, and Dorret I. Boomsma. 2009. "Born to Be Happy? The Etiology of Subjective Well-being." *Behavior Genetics*, 39(6): 605-615.
34. Bartram, David. 2011. "Economic Migration and Happiness: Comparing Immigrants' and Natives' Happiness Gains from Income." *Social Indicators Research*, 103(1): 57-76.
35. Bartram, David. 2012. "Migration, Return, and Happiness: On Seeking One's Fortune in a Wealthier Country." SSRN, Available at: <http://ssrn.com/abstract=1735367>.
36. De Neve, J-E., N. A. Christakis, J. H. Fowler, and B. S. Frey. 2010. "Genes, Economics, and Happiness, Institute for Empirical Research in Economics." University of Zurich, Working Paper 475.
37. Di Tella, Rafael, Robert J. MacCulloch, and Andrew J. Oswald. 2001. "Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness." *American Economic Review*, 91(3): 335-341.
38. Duranton, G., and D. Puga. 2001. "Nursery Cities: Urban Diversity, Process Innovation, and the Life Cycle of Products." *American Economic Review*, 91(5): 1454-1477.
39. Ferrer-i-Carbonell, Ada. 2005. "Income and Well-being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect." *Journal of Public Economics*, 89(5-6): 997-1019.
40. Hamermesh, Daniel S., and Abrevaya Jason. 2011. "Beauty Is the Promise of Happiness?" NBER Working Paper 17327.
41. Harris, John R., and Michael P. Todaro. 1970. "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis." *American Economic Review*, 60(1): 126-142.
42. Jiang, Shiqing, Ming Lu, and Hiroshi Sato. 2008. "Happiness in the Dual Society of Urban China: Hukou Identity, Horizontal Inequality and Heterogeneous Reference." LICOS Discussion Paper No. 223.
43. Jiang, Shiqing, Ming Lu, and Hiroshi Sato. 2012. "Identity, Inequality, and Happiness: Evidence from Urban China." *World Development*, 40(6): 1190-1200.
44. Knight, John, and Ramani Gunatilaka. 2009. "Great Expectations? The Subjective Well-being of Rural-Urban Migrants in China." *World Development*, 38(1): 113-124.
45. Mariapia, Mendola. 2008. "Migration and Technological Change in Rural Households: Complements or Substitutes?" *Journal of Development Economics*, 85(1-2): 150-175.
46. Marré, Alexander W. 2009. "Rural out-Migration, Income, and Poverty: Are Those Who Move Truly Better off?" Selected Paper Prepared for Presentation at the Agricultural & Applied Economics Association 2009 AAEA & CCI Joint Annual Meeting, Milwaukee, Wisconsin, July 26-29. Available at http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/49346/2/Marre_AAEA09_Final.pdf.
47. Welsch, H. 2002. "Preferences over Prosperity and Pollution: Environmental Valuation Based on Happiness Surveys." *Kyklos*, 55(4): 473-494.
48. Welsch, H. 2006. "Environment and Happiness: Valuation of Air Pollution Using Life Satisfaction Data." *Ecological Economics*, 58(4): 801-813.

Migration, Hukou Identity and Happiness of Urban Migrants

Sun Sanbai¹ and Bai Jinlan²

(1: Institute of Economics Chinese Academy of Social Sciences;

2: National Academy of Economic Strategy Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: Based on the micro survey data of China, this paper found that personal annual income and happiness have inverted U type relationship, the “income – happiness” saturated point of migrations who got the city Hukou and original residents in the urban is 54700 Yuan, while with 370000 Yuan annual income for migrants who did not get the city Hukou, and most people did not reach such an income level. Then we applied heterogeneous treatment effect model to estimate the influence of migration and city Hukou identity on happiness. The estimation result of linear model showed that Migrants who got city Hukou did not reduced their happiness, while those who did not obtain city Hukou were “losing” their happiness. The estimation result of nonlinear model showed that, this “losing happiness” could not be explained by the migration behavior itself, but by the different and discrimination which came from city Hukou identity.

Key Words: Happiness; Urban Migrants; Hukou Identity; Treatment Effect

JEL Classification: R23, I31

(责任编辑:彭爽)

(上接第 100 页)

Crowding In or Crowding Out? The Interactions between Government and Family in Financing for Higher Education

Chen Jianwei

(MOE – UIBE Institute of Education and Economy Research,
University of International Business and Economics)

Abstract: In the massification of China’s higher education, there are still many problems to be solved, such as the unreasonable funding source structure and the insufficient government spending. Based on a general equilibrium model with human capital investment, this paper analyzes the different investment incentives in education between government and family. When government spends more in education, the parents would increase their investment in their children’s education if they pay more attention to the welfare of children. However, under the budget constraints, the government investment in education is the reaction function of the family investment and social human capital accumulation. Furthermore, by building simultaneous equations model with provincial panel data, this paper examines the behaviors of higher education spending between the government and the family. The empirical results show that government spending in higher education crowded in more household spending, while household spending crowded out the government’s spending effort. In the transition process of higher education from mass to universal, the spending rules for government need to be established in order to implement the government’s responsibility, which may then stimulate families spending more for their descendants’ higher education.

Key Words: Financing for Higher Education; Government; Family

JEL Classification: H31, I22

(责任编辑:彭爽)