

户籍歧视与城市移民的幸福感知缺失

——包含非收入因素的扩展分析

郭 进¹, 徐盈之², 顾紫荆¹

(1. 南京师范大学 商学院, 江苏 南京 210023 2. 东南大学 经济管理学院, 江苏 南京 211189)

[摘要] 采用中国劳动力动态调查数据实证研究了城市移民的幸福感知缺失问题。研究认为, 收入方面的户籍歧视并没有造成城市移民的幸福感知缺失, 社会保障、住房条件、生活环境三类非收入因素是造成城市移民幸福感知缺失的重要原因。具体的作用机制为: 农业户籍城市移民由于没有本地户籍, 其在获取社会保障、改善生活环境上处于弱势地位; 非农业户籍城市移民虽然实现了户籍转换, 但在社会融合、住房需求等身份认同上依然面临很多障碍。

[关键词] 幸福感知; 城市移民; 户籍歧视; 非收入因素

[中图分类号] F290

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2018)04-0001-16

Census Register Discrimination and the Loss of Urban Migrants' Happiness

——An Extended Analysis with Non-Income Factors

GUO Jin¹, XU Ying-zhi², GU Zi-jing¹

(1. Business School, Nanjing Normal University, Nanjing 210023;

2. School of Economics and Management, Southeast University, Nanjing 211189, China)

Abstract: In this paper, we made an extended analysis of the loss of urban migrants' happiness from the perspective of census register discrimination with data of CLDS (2012). The results indicated that, there were three factors, social insurance, housing condition and living environment, actually causing the loss of urban migrants' happiness, rather than the census register discrimination on wage level. There were two kinds of people facing the dilemma. For urban migrants with agricultural census register, the lack of local household register made them in a weak position. However, urban migrants with non-agricultural census register were still facing barriers in aspects of social integration and housing demand.

Key Words: happiness; urban migrants; census register discrimination; non-income factors

一、引言

从经济学角度对幸福感知进行研究的早期文献中, 以 1974 年理查德·伊斯特林(Easterlin, 1974)的著作《经济增长可以在多大程度上提高人们的快乐》

最具代表性。在该著作中, 作者提出了著名的“伊斯特林悖论”, 即通常在一个国家内, 富人报告的平均幸福感知水平高于穷人, 但如果进行跨国比较, 穷国报告的幸福感知水平与富国几乎一样高。简而言之, 伊斯

[收稿日期] 2018-03-23

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目(15AJY009), 国家社会科学基金一般项目(16BJL064), 江苏省社会科学基金重大项目(14ZD011)

[作者简介] 郭 进(1989-), 男, 安徽宣城人, 南京师范大学商学院讲师, 经济学博士, 主要研究方向是城市经济与金融; 徐盈之(1970-), 女, 浙江杭州人, 东南大学经济管理学院教授, 经济学博士, 主要研究方向是区域经济学。

特林悖论描述了财富收入增长与居民幸福感提升之间的非一致性。在国内,2012年中央电视台开展的“幸福调查”街头采访使得幸福感被广泛热议,也在同一年,理查德·伊斯特林运用中国经济增长数据和居民幸福感调查数据进行的研究指出,1990—2010年间中国实现了8%以上的人均GDP增长率,以不变美元计价的人均GDP和人均消费额也增长了约四倍,但并无证据表明中国居民的幸福感知水平呈现出与经济增长相匹配的预期提升(Easterlin et al., 2012)^[1]。至此,关于我国经济增长奇迹与居民幸福感知停滞的学术研究大量涌现,研究内容主要集中在两个方面:一是分不同情境对我国的伊斯特林悖论进行再检验;二是探讨影响我国居民幸福感知的关键因素。

伊斯特林悖论通常被理解为“幸福感知——收入之谜”。学者们困惑于居民幸福感知为什么没有实现与收入水平的同步提升,进而衍生出对于经济发展意义的讨论和质疑。本文认为,收入增长仅仅是经济发展的一个方面,且收入增长更多地表现为居民自主消费能力的提升。更加广泛地,经济发展还会带来社会服务功能的提升,如社会保障在内容和范围上的扩展、住房条件的提高以及人们居住环境的改善等,这些社会服务功能区别于收入增长,但又的确与居民的幸福感知息息相关,以往的研究未能充分重视这些非收入因素对幸福感知的影响。基于此,本文认为,考察户籍歧视对城市移民幸福感知缺失的影响效应时,也应该将居民所普遍关注的社会保障、住房条件、居住环境等非收入因素纳入分析框架。例如,在社会保障方面,2005年国务院公布的《关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定》中明确指出,在全国范围内进行城镇职工医疗保险制度改革,城镇所有用人单位都要参加城镇职工基本医疗保险。然而,本文对2012年中国劳动力动态调查问卷(CLDS)进行整理后发现,2011年我国城镇职工基本养老保险在农业户籍城市移民中的覆盖率仅为44.61%,远远低于在非农业户籍城市移民中的覆盖率(82.01%)和在本地居民中的覆盖率(83.36%)。姚先国和赖普清(2004)^[2]在完成户籍歧视与劳资关系的论述之后,也客观地指出,仅仅关注工资收入层面的户籍歧视是不够的。陈云松和张翼(2015)^[3]在分析城镇化的“不平等”效应和农业户籍流动人口与城镇户籍人口的社会融合问题时发现,在社会保险、文化生活、心理接纳等身份认同方面,城市移民要显著低于本地居民。

基于以上两个方面的思考,本文提出三个问题:(1)若劳动报酬领域的户籍歧视造成了城市移民的幸福感知缺失,那么我国现实社会中越来越多的农村人口不断向城市集聚又该如何解释?(2)若户籍歧视是造成城市移民幸福感知缺失的重要原因,那么实现户籍转换是否意味着城市移民的幸福感知水平向本地居民幸福感知水平的趋同?(3)在劳动报酬之外,居民所普遍关注的社会保障、住房条件、生活环境等非收入因素方面是否也存在户籍歧视,对城市移民的幸福感知缺失造成了怎样的影响?

为了回答上述三个问题,本文采用2012年中国劳动力动态调查数据(CLDS),从两个方面对现有研究进行了拓展。相对于以往的研究,本文可能存在的创新之处可以概括为两个方面。第一,从户籍歧视视角研究居民幸福感知的现有文献中,大都按照户籍属性将研究样本划分为农业户籍居民和非农业户籍居民两类,未能充分关注由农业户籍转换到非农业户籍的这部分城市移民。作为获得非农业户籍的城市移民,他们在户籍属性上与农业户籍城市移民有着本质区别,但从迁移空间上来说,他们依然属于城市移民,在融入城市生活方面,他们与本地居民相比依然存在一定差距(陈云松、张翼,2015;姜兆萍,2016)^[3,4]。基于此,本文依据户籍属性以及户籍属性变动,将城市移民进一步划分为农业户籍城市移民和非农业户籍城市移民两类,进而获得了本地居民、非农业户籍城市移民和农业户籍城市移民三组研究样本。本文通过组间横向比较,静态上把握了户籍歧视对城市移民幸福感知缺失的作用机理,动态上厘清了户籍转换对城市移民幸福感知变迁的影响效应。本文的研究发现,非农业户籍城市移民虽然实现了户籍转换,但他们在社会融合等身份认同上的障碍以及对于自有住房的需求仍然导致其幸福感知的缺失。第二,从经济学角度对幸福感知进行研究的文献大都遵循的是理查德·伊斯特林所奠定的研究范式,即在全样本或分组群的情况下考察幸福感知与财富收入增长的关系,未能充分重视非收入因素在影响居民幸福感知中所扮演的角色和作用。本文认为,忽视收入增长以外的因素对居民幸福感知的影响存在重要失误,有可能遮掩和弱化了经济发展对于提升居民幸福感知的贡献。基于此,本文将收入增长之外的其他因素同时纳入分析框架,综合研究了劳动状况(劳动报酬、劳动强度)、社会保障(五险一金)、住房条件(住房类型、人均住房面积、保障性住房政策)、生活环境(生活便捷度、社会融合度、

社区服务功能)方面的户籍歧视对于城市移民幸福感知缺失的影响效应。本文的研究发现,除劳动强度之外,社会保障、住房条件、生活环境三类非收入因素不仅可以直接对城市居民幸福感知产生影响,而且非收入因素层面的户籍歧视也显著地造成了城市移民的幸福感知缺失。

二、文献综述与研究设计

(一)文献综述

幸福感知最初是哲学和心理学的研究主题,1974年理查德·伊斯特林将其引入到经济学的研究范畴,描述了跨国比较中财富收入增长与居民幸福感知水平提升之间的非一致性,即伊斯特林悖论。1995年理查德·伊斯特林(Easterlin et al., 1995)^[5]进一步将这一悖论扩展到日本及九个欧洲发达国家。2012年,理查德·伊斯特林(Easterlin et al., 2012)^[1]将伊斯特林悖论引入中国,通过时间序列分析指出,中国居民所报告的幸福感知水平并未呈现出与经济增长相一致的预期提升。

经济发展的最终目的是增进人民福祉,然而目前世界上主要的发达国家和发展中国家均被验证经历了伊斯特林悖论现象(Easterlin et al., 2010)^[6],因此关于幸福感知的争议和讨论也就成为国内外学者研究的热点。总体来看,学术界关于幸福感知的研究主要从“争议”和“解释”两个方面展开。在“争议”方面,首先是关于幸福感知如何度量的争议。幸福感知的经济学理论基础是效用理论(Kahneman and Krueger, 2006)^[7],很多影响效用的因素也被证实是影响幸福感知的因素(Frey and Stutzer, 2002)^[8]。因此,在幸福感知的度量上有学者直接采用较为完善的效用理论分析框架来模拟幸福感知(李涛等, 2011)^[9]。但是,更多学者认为幸福感知与效用仍然存在差异,萨缪尔森曾经提出过“幸福感知=效用/欲望”的幸福方程式, Kimball and Willis (2006)^[10]认为幸福感知由即时效用构成的短期幸福感知与由健康、休闲、营养等构成的长期幸福感知两部分组成,这些学者更加倾向于采用直接的量表法来度量幸福感知(陈钊等, 2012; 孙三百等, 2014; 李树和陈刚, 2015)^[11-13],陆铭等(2014)^[14]也对量表法度量幸福感知存在的疑惑和可靠性进行了解答。另一个关于幸福感知研究的“争议”是伊斯特林悖论是否存在。大多数学者的研究支持了幸福感知与财富收入之间的非正相关关系(Paul and Guilbert, 2013)^[15],但也有许多学者的研究结论不支持伊斯特林悖论(Alesina et al., 2004; Leigh and Wolfers, 2006)^[16, 17]。马万超、李辉(2017)^[18]和官皓(2010)^[19]基

于中国的微观调查数据研究得出,收入与居民幸福感知直接存在显著的正相关关系。在“解释”方面,国内外学者从“幸福感知—收入之谜”出发,基于不同视角解释了伊斯特林悖论存在的原因,如收入差距视角(Ferrer-i-Carbonell, 2005; Senik, 2008; 何立新、潘春阳, 2011)^[20-22]、“攀比效应”(或“隧道效应”)、“示范效应”和“棘轮效应”视角(Knight et al., 2009; 何强, 2011)^[23, 24]等;另一方面,国内外学者也从影响居民幸福感知的非收入因素出发,探讨了伴随财富收入增加的另一一些经济增长结果在影响居民幸福感知中所扮演的角色和作用,如居民价值观的变迁(张学志、才国伟, 2011)^[25],空间移民与城市规模的作用(孙三百等, 2014)^[12],对待社会公平的态度、融入社会的能力(何强, 2011; 张鹏等, 2014)^[24, 26]以及户籍歧视等。

在我国,农业户籍被认为是计划经济遗留在农村居民身上的深刻烙印,户籍歧视造成的幸福感知群体差异经常被学者们提及。Jiang et al. (2012)^[27]基于户籍身份收入差距的研究发现,与户籍关联的收入差距会使得所有居民的幸福感知都显著降低,且农业户籍居民的幸福感知降低幅度更大。Zhang and Meng (2007)^[28]和陈钊等(2012)^[11]的研究发现,虽然社区层面的收入差距可以通过示范效应来提高居民幸福感知,但这种示范效应在不同户籍城市人口中存在显著的人际差异,户籍制度对具有高教育水平的农业户籍城市移民产生了进入壁垒。为了进一步将与户籍有关的身份收入差距从总体收入差距中剥离出来,陆铭等(2014)^[14]采用城市基尼系数来表示总体收入差距,采用城市本地居民与新城市居民(获得非农户籍的城市移民)的组间收入差距来表示与户籍有关的身份收入差距,他们的研究认为,户籍身份导致的组间收入差距占总体收入差距的12.82%~18.46%,户籍歧视对城市移民的幸福感知造成了损失。另外一些学者在探讨幸福感知的“群体差异现象”时,如高学历人群与低学历人群的幸福感知差异(金江、何立华, 2012)^[29]、拥有编制人群与没有编制人群的幸福感知差异(钱先航等, 2015)^[30]、新生代农民工与老一代农民工的幸福感知差异(金晓彤、催宏静, 2013)^[31]等,也都将户籍因素作为控制变量纳入其中进行分析。由此可见,学者们普遍认为不同户籍居民的幸福感知存在差异,在实证分析时应当被控制,但现有研究未充分重视非收入因素方面的户籍歧视对城市移民幸福感知缺失的作用机理,也未能关注到户籍转换对城市移民幸福感知变迁的影响效应。

幸福感被纳入经济学分析框架的时间虽然不是很长,但由于其具有广泛的群众共识,且正逐渐成为各级政府的施政目标之一,因而学术界对于幸福感的研究也取得了很多有价值的成果,尤其是在对于收入与幸福感关系的论述上。同时,在我国城乡二元结构、城市内部二元结构的大背景下,户籍歧视对居民幸福感的影响也经常被提及。然而,针对以往的研究依然存在可以进一步拓展的空间,具体表现在:第一,人均财富收入的增长仅仅是经济发展的结果之一,探讨收入增长以外的、居民普遍关注的社会保障、住房条件、生活环境三类非收入因素对城市移民幸福感缺失的影响效应具有重要的现实意义;第二,由于我国很多社会管理制度经常与户籍管理制度挂钩,使得户籍歧视已经深入和扩散到居民生活的很多方面,实现户籍转换是否意味着实现城市移民向本地居民的幸福感知趋同,有待进一步将城市移民细化为农业户籍城市移民和非农户籍城市移民两类进行检验。

(二) 研究设计

借鉴学者们建立的幸福感知影响因素研究模型(Easterlin et al. 2012; 陆铭等 2014)^[14],本文以城市居民幸福感知为被解释变量,以户籍属性哑变量和劳动状况、社会保障、住房条件、居住环境为核心解释变量,控制城市居民在个人身体特征、个人发展特征、家庭结构特征以及从业结构特征方面的差异,构建如式(1)所示的计量模型:

$$happiness_i = \alpha + \delta D(hj_i) + \beta_1 work_i + \beta_2 insurance_i + \beta_3 housing_i + \beta_4 dwelling_i + \sum \lambda X + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中 i 表示城市居民, $D(hj_i)$ 为城市居民的户籍属性哑变量, $happiness$ 表示城市居民的幸福感知水平, $work$ 表示城市居民的劳动状况,具体包括劳动报酬 $work-wage$ 和劳动强度 $work-hour$; $insurance$ 表示城市居民的社会保障水平; $housing$ 表示城市居民的住房条件,具体包括住房类型 $housing-type$ 、人均住房面积 $housing-area$ 以及是否享受到保障性住房政策 $housing-policy$; $dwelling$ 表示城市居民的生活环境,具体包括生活便捷度 $dwelling-convenience$ 、社会融合度 $dwelling-integration$ 以及社区服务功能 $dwelling-function$; X 为个人身体特征、个人发展特征、家庭结构特征以及从业结构特征方面的控制变量; ε 为随机误差项。

本文在式(1)中引入户籍与劳动状况、社会保障、住房条件、居住环境的乘积交互项,以考察不同户籍城市居民在劳动状况、社会保障、住房条件、居

住环境上的差异对幸福感知的影响,进而梳理出户籍歧视在城市移民幸福感知缺失中所扮演的角色和作用。构建的模型如式(2)所示:

$$happiness_i = \alpha + \delta D(hj_i) + \beta_1 work_i + \beta_2 insurance_i + \beta_3 housing_i + \beta_4 dwelling_i + \rho_1 D(hj_i) \times work_i + \rho_2 D(hj_i) \times insurance_i + \rho_3 D(hj_i) \times housing_i + \rho_4 D(hj_i) \times dwelling_i + \sum \lambda X + \varepsilon \quad (2)$$

式(2)中,通过引入户籍交互项 $D(hj_i) \times work_i$ 、 $D(hj_i) \times insurance_i$ 和 $D(hj_i) \times housing_i$,分析在城市工作生活中处于相对劣势地位的城市移民,在劳动状况、社会保障、住房条件以及生活环境方面受到的户籍歧视是否对他们的幸福感知缺失产生了显著影响。

在计量方法的选取上,尽管本文的被解释变量幸福感知 $happiness$ 是一组由低到高的序数,但 Ferrer-i-Carbonell and Frijters (2004)^[32]、陆铭等 (2014)^[14]等学者均指出,在大样本情况下采用 OLS 法对被解释变量为有序离散变量的模型进行回归,并不会对回归系数的显著性和方向产生重要影响。在实际操作过程中,本文同时采用 Ordered Probit 法和 OLS 法对模型进行拟合,其结果也支持 Ferrer-i-Carbonell and Frijters(2004)^[32]、陆铭等(2014)^[14]等学者的观点。但是,考虑到 OLS 法的回归系数可以更加直观地呈现出解释变量对被解释变量的边际效应,因此本文对于实证结果的分析主要基于 OLS 法得到的回归系数,并将采用 Ordered Probit 法得到的回归结果作为对照组进行报告。

三、样本分析

(一) 数据提取与变量定义

中国劳动力动态调查(CLDS)是由中山大学社会科学调查中心开展的调查项目。2012年,CLDS 针对我国 29 个省和直辖市(除港澳台、西藏和海南)的样本家庭户中全部劳动力的迁移、工作、教育、健康、社会参与、经济活动、基层组织等问题进行了概率抽样调查,总共涉及 1.6 万个个体调查样本、1.1 万个家庭调查样本和 129 个城市社区居委调查样本,为本文的研究提供了数据来源。

1. 城市居民的分组。本文选择调查点为城市的调查问卷,根据问题 I1.13、I1.14、I1.15.1 将城市居民分为三组,分别是始终拥有非农户籍的城市居民 team A、农村转移并获得非农户籍的城市移民 team B 以及农村转移但未获得非农户籍的城市居民 team C。为了尽可能地将分析范围控制在本地居民与“农村—城市”移民之间,本文还根据问题 I1.15 剔除了

“城市—城市”的移民样本。

2. 变量说明与数据提取。

幸福感 happiness。关于城市居民对于幸福感的的评价,CLDS 调查问卷从两个方面设计了问题,问题 I7.6.1 是“总体来说,您觉得您的生活是否过得幸福”,问题 I7.6.2 是“您觉得您与大多数同龄人相比,是否觉得幸福”。两个问题均设计了从“很不幸福 $happiness=1$ ”至“非常幸福 $happiness=6$ ”六个等级。调查问卷关于第一个问题的设计是希望被访居民通过比较自己以往的生活状态、周围所有人的生活状态后对自己的幸福感进行评价,关于第二个问题的设计是希望被访居民通过比较周围同龄人的生活状态后对自己的幸福感进行评价。统计结果显示,城市居民关于两类幸福感的评价具有较高的一致性(相关系数=0.7474)。同时,本文认为,与同龄人相比后的幸福感可以剔除时间趋势因素,以更加适合进行组间横向比较分析。因此,本文根据问题 I7.6.2 提取城市居民的幸福感数据。

劳动状况。关于劳动报酬,CLDS 调查问卷依次调查了城市居民 2011 年的年总收入、年工资性收入 $work-wage$ 和年经营性收入。考虑到本地居民与城市移民在年总收入和年经营性收入上的不匹配,本文选取年工资性收入 $work-wage$ 来衡量城市居民的劳动报酬状况。关于城市居民的劳动强度,CLDS 调查问卷依次调查了城市居民每周平均工作小时数、每月平均工作天数和 2011 年工作的月数。本文根据每周平均工作小时数和 2011 年工作的月数,按照每个月等于 4.28 周计算得到城市居民 2011 年工作的小时数 $work-hour$,并以此来衡量居民的劳动强度。

社会保障 insurance。社会保障是国家为保障劳动者在患病、年老、失业、工伤和生育时的生活基本不受影响而制定的一种国民收入再分配制度措施,由此可见,是否享有以及在多大程度上享受社会保障也会对居民的幸福感知产生影响。CLDS 调查问卷依次调查了城市居民是否享有城镇职工基本医疗保险、城镇职工基本养老保险、工伤保险、生育保险、失业保险以及住房公积金(是=1,否=0),对于城镇职工基本医疗保险和城镇职工基本养老保险填选“否”或者没有回答的问卷,本文采用单位补充医疗保险和单位补充养老保险进行补充,然后对五险一金情况进行加总得到 0~6 七个序数作为城市居民社会保障 $insurance$ 的代理指标。其中,0 代表没有享受到任何五险一金,1 代表享受到五

险一金中的某一项,2 代表享受到五险一金中的某两项,以此类推。

住房条件。住房类型 $type$,CLDS 调查问卷在调查城市居民住房类型时提供了“完全自有、与单位共有产权、租住、政府免费提供、单位免费提供、父母/子女提供、其他亲友借住、其他”八个选项,本文的统计结果显示,填选“完全自有”和“租住”两个选项的样本占比达到了 88.90%,最具有代表性。因此,本文仅选择“完全自有”和“租住”两类住房类型的样本进行分析,将住房类型 $housing-type$ 设置为哑变量,其中的完全自有住房 $type=1$ 。人均住房面积 $housing-area$,本文首先根据个体调查样本统计出城市居民的家庭住房面积,然后通过家庭编号实现与家庭调查样本的匹配,统计出城市居民的家庭人口数,最后计算出城市居民的人均住房面积,并剔除人均住房面积为异常值的样本。保障性住房 $policy$,保障性住房是指政府为改善中低收入住房困难家庭住房条件而提供的经济型住房,以经济适用住房和廉租房最常见。CLDS 调查问卷对城市居民是否享受到政府提供的经济适用房或廉租房进行了调查,本文据此构造保障性住房哑变量,并定义若城市居民享受到了经济适用房或廉租房时 $policy=1$ 。

居住环境。生活便捷度 $dwelling-convenience$,CLDS 调查问卷调查了城市居民从住房至最近的公交站点、最近的医疗点、最近的药店、最近的学校、最近的商业中心的距离。日常生活的这些方面是否便捷也会对城市居民的幸福感知产生影响,本文采用这些距离的平均值的倒数来反映城市居民的生活便捷度。社会融合度 $dwelling-integration$,CLDS 调查问卷从城市居民与邻里、街坊和其他居民之间的“熟悉程度、信任程度、互助程度”三个方面对城市居民的社会融合度进行了调查,提供了“非常不熟悉/不信任/不互助=1”至“非常熟悉/信任/互助=5”五个递进的选项。本文将城市居民关于熟悉程度、信任程度、互助程度的评价数据加总求平均,将平均值作为社会融合度的代理指标。社区服务功能 $dwelling-function$,CLDS 调查问卷调查了城市居民所在的社区是否有银行、医疗机构、老年活动室、休闲健身场所、儿童游乐场所、图书杂志报刊阅览室、社区广场公园、餐饮娱乐场所、环境污染九类数据(是=1,无环境污染=1),这九类数据基本反映了居民所居住社区的整体服务功能状况,本文将这九类数据的平均值作为社区服务功能的代理指标。

其他控制变量。参考其他学者在研究幸福感时所控制的因素,本文从 CLDS 调查问卷中提取了居民的个人身体特征(性别、年龄、年龄的平方)、个人发展特征(教育、健康、是否为党员)、家庭结构特征(单身家庭、夫妇家庭、夫妇及子女家庭、夫妇及父母家庭、其他)和从业结构特征(单位类型、从业身份、工作地区)等数据作为模型的控制变量。具体的,本文提取男性(性别=1)年龄在 16~65 周岁之间、女性年龄在 16~60 周岁之间,且 2011 年有工作的从业人员(党员=1),对居民的受教育程度按照学历折算成受教育年限(小学 6 年,初中 9 年,高中、职高、技校、中专 12 年,大专、本科 16 年,硕士 19 年,博士 22 年),对居民的健康状况按照“非常不健康=1”至“非常健康=5”得到有序数列,同时构造从业单位类型哑变量(党政军机关、事业单位及国营企业=1)、从业身份哑变量(雇主=1)和工作地区哑变量(京津冀、长三角、珠三角省份=1),以控制和考察这些因素对居民幸福感的影响效应。

为了保证调查数据的可信度,本文根据问题 H10.7 选取了问卷可信度评价为“可靠”和“很可靠”的调查问卷,并根据 2012 年最低工资标准和基本生活常识,剔除了年工资收入在 0.72 万元以下、周工作时间在 30~100 小时区间以外的样本,以及其他存在异常值的样本。

(二)描述性统计分析

表 1 报告了我国城市中本地居民 team A、非农户籍城市移民 team B 以及农业户籍城市移民 team C 三类城市居民关于幸福感、劳动状况、社会保障、住房条件、生活环境方面的描述性统计结果。

对表 1 统计结果的解读与分析。

第一,就幸福感而言,总体来看,三类城市居民报告的幸福感水平均呈现出“倒 U 型”的分布状态,这比较符合预期。同时,三类城市居民幸福感分布的组间横向比较揭示:(1)相对于非农户籍城市居民(team A 和 team B),农业户籍城市移民(team C)所报告的幸福感水平更加左偏且呈现出正偏离,即农业户籍城市移民中更多人的幸福感水平低于组内平均水平,同时组内标准差最大,说明居民所报告的幸福感水平更加离散;(2)本地居民(team A)所报告的幸福感水平高于非农户籍城市移民(team B)的幸福感水平,但二者间的差距较小,且都呈现出负偏离,即更多居民的幸福感水平超过了组内平均水平。由此可以判断,首先,城市移民尤其是农业户籍城市移民,他们相对本地居民的幸福感存在缺失问题;其

次,针对非农户籍城市移民而言,即使他们实现了户籍转换,但其平均幸福感水平依然低于本地居民的平均幸福感水平。

第二,就劳动状况而言,在劳动报酬方面,本地居民(team A)的平均年工资性收入要高于非农户籍城市移民(team B)的平均年工资性收入 0.58 万元,高出 13.23%,高于农业户籍城市移民(team C)的平均年工资性收入 0.71 万元,高出 16.28%。然而,城市移民中,非农户籍城市移民 team B 与农业户籍城市移民 team C 在平均年工资性收入上却较为一致,team B 比 team C 仅仅高出了 0.13 万元。由此可以判断,现实社会中人们纷纷在城市落户可能并不是基于提升工资收入的考虑。从劳动强度方面分析三类城市居民的劳动状况则给我们更多的启示。本地居民(team A)的平均年工作小时数是 2 192.83 个小时,与非农户籍城市移民(team B)的年工作时长相似,但远远少于农业户籍城市移民(team C)的年工作时长。若按一年 250 个工作日计算,农业户籍城市移民(team C)平均每天比本地居民(team A)多工作 1.84 个小时。若将城市移民较低的年工资性收入考虑进来,team C 的平均小时工资为 13.81 元,仅为 team B 平均小时工资的 79.29%,仅为 team A 平均小时工资的 69.20%。由此可以看出,相对于本地居民,城市移民(team B 和 team C)不论在劳动报酬上,还是在劳动强度上,都受到了一定程度的不公平待遇。

第三,就社会保障而言,以城镇职工基本医疗保险为例,本地居民(team A)的参保率为 83.36%,略高于非农户籍城市移民(team B)的参保率 82.01%,但远高于农业户籍城市移民(team C)的参保率 34.80%。在五险一金的其他方面(城镇职工基本养老保险、工伤保险、生育保险、失业保险以及住房公积金)也呈现出了类似的现象,不再赘述。上述现象说明,非农户籍城市移民(team B)与本地居民(team A)可以享有的社会保障水平较为接近,但农业户籍城市移民(team C)可以享有的社会保障水平则要差很多。

第四,在住房条件上,本地居民(team A)与非农户籍城市移民(team B)的住房类型都以自有住房为主,租房居住的居民占比较低,且 team B 中拥有自有住房的居民占比比 team A 更高。这一现象也容易理解,非农户籍城市移民既然已经实现了户籍转换,一般都会有在城市长期生活下去的打算,而购买自有住房成为他们首先需要解决的问题之一。

同时,我国很多地方也实施了购房落户政策,非农户籍城市移民也可以通过购买住房来实现户籍转换。相比而言,农业户籍城市移民(team C)则以租房居住为主,本文进一步的数据分析发现,大多数拥有自有住房但仍保留农业户籍的城市移民,其家庭成员中一般都至少有一位是非农户籍城市居民。从人均住房面积来看,非农户籍城市移民(team B)的人均住房面积最大,比本地居民(team A)的人均住房面积还要多出4.82平方米,这与城市居民的家庭结构有关。相对于城市移民,本地居民中夫妇及子女、夫妇及父母两类家庭结构的占比更高。农业户籍城市移民(team C)的平均人均住房面积最低,比非农户籍城市居民(team A和team B)的人均住房面积少了10平方米以上,仅为18.05平方米。从城市居民是否享受到政府提供的经济适用房或廉租房来看,保障性住房政策针对的是非常小的一部分居民群体,在team A、team B和team C中的覆盖率均很低。

第五,在生活环境上,就生活便捷度和社会融合度而言,本地居民(team A)的生活便捷度指数和社会融合度指数均最高,其次是非农户籍城市移民(team B),农业户籍城市移民(team C)的生活便捷度指数和社会融合度指数均最低。这一现象符合社会现实,同时也揭示出非农户籍城市移民(team B)

虽然实现了户籍转换,但他们在日常生活和社会融合方面,依然与本地居民存在一定差距。然而,三类城市居民在社区服务功能方面的统计结果则显示,非农户籍城市移民(team B)所居住社区的服务功能最完善,其次是农业户籍城市移民(team C)相比之下本地居民(team A)所居住社区的服务功能反而最低。本文给出的解释是,城市移民作为新迁入城市的居民,他们迁入城市后一般居住在新建成的社区,社区的各项服务设施建设都相对较为齐全。

综上所述,可以得到两个方面的初步研究结论。(1)静态上,我国城市移民(team B和team C)的幸福感知水平要低于本地居民(team A)的幸福感知水平,存在幸福感知缺失问题;动态上,实现户籍转换后,非农户籍城市移民(team B)的平均幸福感知水平要高于没有实现户籍转换的非农户籍城市移民(team C)的平均幸福感知水平,但依然低于本地居民(team A)的幸福感知水平,即由农业户籍转换到非农户籍,城市移民的幸福感知水平得到了提升,但仍面临幸福感知缺失问题。(2)城市移民(team B和team C)不仅在劳动报酬、劳动强度上受到了不公平待遇,他们在社会保障、住房条件和生活环境上也与本地居民存在一定差距。本文认为,这些非收入因素方面的歧视也是造成城市移民幸福感知缺失的原因,对这一判断更为细致的分析将在实证结果及分析部分阐述。

表1 team A、team B、team C的幸福感知及相关变量的描述性统计

| 变量 | 均值 | 标准差 | 偏度 | 样本量 | |
|--------|-----------------|---------------|----------------|---------|-----|
| team A | | | | | |
| 幸福感 | 4.3607 | 1.1471 | -0.4301 | 610 | |
| 劳动状况 | 年工资性收入(万元) | 4.3767 | 3.5941 | 3.7157 | 607 |
| | 年工作小时数(小时) | 2192.8336 | 527.4960 | 1.0462 | |
| 社会保障 | 医疗保险=83.3608% | 养老保险=76.1120% | 工伤保险=57.4959% | 607 | |
| | 生育保险=37.3970% | 失业保险=63.0972% | 住房公积金=67.2158% | | |
| 住房条件 | 自有住房占比=87.3840% | | 租房占比=12.6160% | | 539 |
| | 人均住房面积(平方米) | 28.4898 | 20.5465 | 2.7455 | |
| | 享受到政府住房政策人数=35 | | 占比=6.4935% | | |
| 生活环境 | 生活便捷度 | 0.5095 | 1.2156 | 14.1391 | 589 |
| | 社会融合度 | 3.9279 | 0.8113 | -0.0123 | |
| | 社区服务功能 | 6.3565 | 1.9073 | -0.4896 | |
| team B | | | | | |
| 幸福感 | 4.2684 | 1.1524 | -0.4864 | 380 | |
| 劳动状况 | 年工资性收入(万元) | 3.7977 | 3.3550 | 6.7691 | 378 |
| | 年工作小时数(小时) | 2180.2976 | 620.9611 | 1.5077 | |

(续表 1)

| | | | | | | | |
|--------|-----------------|-----------|---------------|---------------|----------------|-----|-----|
| 社会保障 | 医疗保险=82.0106% | | 养老保险=67.1958% | | 工伤保险=50.2646% | | 378 |
| | 生育保险=31.4815% | | 失业保险=56.6138% | | 住房公积金=67.9894% | | |
| 住房条件 | 自有住房占比=91.2651% | | | 租房占比=8.7349% | | | 332 |
| | 人均住房面积(平方米) | 33.3104 | 29.9571 | 2.5001 | | | |
| | 享受到政府住房政策人数=34 | | | 占比=10.2410% | | | |
| 生活环境 | 生活便捷度 | 0.4822 | 0.6682 | 5.3779 | | 377 | |
| | 社会融合度 | 3.0636 | 0.7682 | 0.0785 | | | |
| | 社区服务功能 | 6.9682 | 1.6596 | -0.8968 | | | |
| team C | | | | | | | |
| | 幸福感 | 3.7512 | 1.2278 | -0.1396 | | 209 | |
| 劳动状况 | 年工资性收入(万元) | 3.6643 | 2.3499 | 2.9816 | | 204 | |
| | 年工作小时数(小时) | 2653.1803 | 721.3245 | 0.4731 | | | |
| 社会保障 | 医疗保险=44.6078% | | 养老保险=34.8039% | | 工伤保险=49.0916% | | 204 |
| | 生育保险=13.7255% | | 失业保险=25.000% | | 住房公积金=23.0392% | | |
| 住房条件 | 自有住房占比=15.0289% | | | 租房占比=84.9711% | | | 173 |
| | 人均住房面积(平方米) | 18.0519 | 21.4838 | 3.4784 | | | |
| | 享受到政府住房政策人数=2 | | | 占比=1.1561% | | | |
| 生活环境 | 生活便捷度 | 0.3789 | 0.8803 | 10.2633 | | 183 | |
| | 社会融合度 | 2.6958 | 0.7581 | 0.4251 | | | |
| | 社区服务功能 | 6.7104 | 1.4632 | -0.2944 | | | |

四、实证结果及分析

(一)劳动层面的户籍歧视与城市移民幸福感的缺失

表 2 报告了劳动状况对居民幸福感的影响效应,以及劳动层面的户籍歧视在城市移民幸福感缺失中所扮演的角色和作用。

对表 2 回归结果的解读。

首先,在未按户籍分组的情境下,模型(1)为采用 OLS 的回归结果,模型(2)为采用 Order Probit 的回归结果,两个模型无论在回归系数的显著性上,还是回归系数的方向上,均呈现出较强的一致性。(1)以年工资性收入为表征的劳动报酬的提高,可以显著地提升城市居民的幸福感水平。根据 OLS 回归结果预测,年工资性收入每提升一百个标准差(约提升 1 万元),居民幸福感将提升 0.028 0。(2)以年工作小时数为表征的劳动强度的增加,将造成城市居民幸福感水平的显著下降。根据 OLS 回归结果预测,年工作小时数每增加一千个标准差(按

一年 250 个工作日计算,约每天增加 2 小时工作时长),居民幸福感将下降 0.034 5。(3)其他控制变量的效应。个人身体因素(性别、年龄、年龄的平方)对城市居民幸福感的影响均不显著。个人发展因素中,健康状况对城市居民幸福感的影响显著为正,党员身份对城市居民幸福感的影响不显著。教育水平对城市居民幸福感的影响不显著,与金江和何立华(2012)等学者的研究结论不一致。本文给出的解释是:教育水平的提高可能会增加城市居民对于未来的预期,而现实社会中的激烈竞争却有可能将这种更高预期转变成为更大的生活压力。鉴于对研究重点的考虑,本文未能详细地分析教育水平对幸福感影响的人际差异。家庭结构中,来自单身家庭的城市居民的幸福感水平相对更低,而由夫妇及父母组成的家庭结构则对城市居民幸福感产生了显著的提升效应,这一结论可以从父母在家庭中所承担的增加额外收入、照顾子女生活、维护家庭和谐等方面进行解释。从业结构中,没有显著证据表明雇

主从业身份比雇员从业身份更加能够提升城市居民的幸福感知水平,但供职于党政军机关、事业单位及国营企业可以显著地提升城市居民的幸福感知,其内在机理可以借鉴钱先航等(2015)关于编制与公共部门对微观个体作用的论述中得到很好解释。从业地区哑变量(京津冀、长三角、珠三角=1)对城市居民幸福感的回归系数显著为负,这可能与经济发达地区更大的生活压力和更高的生活成本有关。结合现实社会中仍然有大量人口不断向经济发达地区集聚的背景,本文给出了与孙三百等(2014)相同的解释,即在移民空间上,城市移民选择从个人理性出发向经济发达区域集聚以获得更高的收入水平,但从幸福感知角度来说,这种行为往往是既不利己也不利他的集体非理性行为。

其次,在按户籍属性以及户籍属性变动进行分组的情境下,模型(3)至模型(5)、模型(6)至模型(8)、模型(9)至模型(11)依次考察了本地居民 team A 与农业户籍城市移民 team C 之间、本地居民 team A 与非农户籍城市移民 team B 之间、非农户籍城市移民 team B 与农业户籍城市移民 team C 之间,劳动层面的户籍歧视对城市移民幸福感知缺失的影响效应。其中,模型(3)、(6)、(9)为不包含户籍交互项的回归结果,模型(4)、(7)、(10)为包含户籍与劳动报酬交互项的回归结果,模型(5)、(8)、(11)为包含户籍与劳动强度交互项的回归结果。总体上,除户籍变量和户籍交互项之外的其他解释变量的回归结果与未按户籍分组的模型(1)和模型(2)的回归结果较为一致,不再赘述。

接下来,本文重点分析户籍变量和户籍交互项对幸福感的回归结果,并基于此剖析劳动层面的户籍歧视与城市移民幸福感知缺失的关系。

就 team A 与 team C 的比较而言,在未添加户籍交互项的模型(3)中,户籍哑变量(team A=1)对居民幸福感知的影响效应显著为正,即非农户籍属性对城市居民的幸福感知水平产生了正向溢出。在添加户籍与劳动报酬交互项后的模型(4)中,交互项的回归系数未能通过显著性检验。在添加户籍与劳动强度交互项后的模型(5)中,交互项的回归系数显著为负。上述回归结果表明,相对于本地居民,农业户籍属性造成了城市移民的幸福感知缺失,但农业户籍城市移民在劳动报酬上的不公平待遇并不构成其幸福感知缺失的关键因素,户籍歧视造成城市移民幸福感知缺失来自于劳动报酬以外的其他方面,如农业户籍城市移民所承受的更大的劳动强度则显著地降低了

其幸福感知水平。上述研究结论揭示了本文的第一个核心观点,即在劳动层面,有别于直接研究劳动报酬领域户籍歧视的文献,本文认为,尽管农业户籍城市移民未能像本地居民一样取得公平的劳动报酬,但劳动报酬方面的户籍歧视并没有对他们的幸福感知造成缺失。这一核心观点同时解释了本文在引言部分提出的第一个问题,即劳动报酬领域的户籍歧视与我国现实社会中越来越多的农村人口不断向城市集聚之间的矛盾:相对于农村而言,城市毕竟拥有更多的就业机会和更高的工资水平,为了能给自己和滞留在农村的父母及孩子一个更加稳定的生活环境,大量中青年农村劳动力迁移到城市工作,相对于较为隐蔽的劳动报酬歧视,获得比滞留农村时更高的工资水平则更加直观,因而使得劳动报酬方面的户籍歧视并没有降低农业户籍城市移民的幸福感知水平。

就 team A 与 team B 的比较而言,在未添加户籍交互项的模型(6)中,户籍哑变量的回归系数显著为正,而在添加了户籍与劳动报酬交互项的模型(7)中以及添加了户籍与劳动强度交互项的模型(8)中,两类户籍交互项变量的回归系数均不显著。上述研究结论揭示了本文的第二个核心观点:虽然非农户籍城市移民实现了户籍转换,与本地居民一样拥有非农户籍,但户籍歧视依然造成了非农户籍城市移民幸福感知的缺失。值得注意的是,造成非农户籍城市移民幸福感知缺失的户籍歧视并非来自劳动报酬和劳动强度两个方面,这一观点与大量关于身份认同的研究文献互相支撑(陈云松和张翼,2015;姜兆萍,2016)。本文提出的第二个核心观点同时解释了在引言部分提出的第二个问题,即若户籍歧视是造成城市移民幸福感知缺失的重要原因,那么实现户籍转换是否意味着幸福感知水平的趋同。本文的研究结论给出的答案是否定的,原因在于,户籍属性表面上看是人口划分与管理上的概念,但深层次观察,由于我国其他社会管理制度常常与户籍制度挂钩,导致户籍歧视已经渗透和扩散到居民工作生活的很多方面,以至于仅仅实现户籍转变并不能彻底地矫正户籍歧视对城市移民造成的幸福感知缺失。本文将在下文的分析中,揭示实现户籍转换后非农户籍城市移民在非收入因素方面受到的歧视现象。

就 team B 与 team C 的比较而言,模型(9)至模型(11)的回归结果与 team A 与 team C 分组的回归结果较为一致,主要结论包括:户籍哑变量的回归系

数显著为正,说明相对于非农户籍城市移民,户籍歧视造成了农业户籍城市移民幸福感的缺失;户籍与劳动报酬交互项的回归系数不显著,户籍与劳动强度交互项的回归系数显著为正,说明劳动报酬方面

的户籍歧视并不是造成农业户籍城市移民幸福感缺失的关键因素,劳动强度方面的户籍歧视显著地降低了农业户籍城市移民的幸福感知水平。

表2 劳动层面的户籍歧视与城市移民幸福感知缺失的回归结果

| 模型 | 未按户籍分组 | | 按户籍分组 | | | | | | | | |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | OLS | Ordered Probit | team A=1 team C=0 | | | team A=1 team B=0 | | | team B=1 team C=0 | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) |
| 户籍哑变量 | | | 0.2781** (2.11) | 0.3492* (1.75) | 0.1425* (1.83) | 0.1539* (1.72) | 0.2655** (1.99) | 0.5619* (1.88) | 0.2527* (1.88) | 0.3414* (1.73) | -0.3547 (-0.93) |
| 劳动报酬(年工资性收入) | 0.0273*** (2.67) | 0.0248** (2.51) | 0.0216* (1.72) | 0.0369 (1.07) | 0.0215* (1.71) | 0.0275** (2.58) | 0.0438** (2.53) | 0.0274** (2.57) | 0.0539*** (3.28) | 0.0730** (2.08) | 0.0533*** (3.25) |
| 户籍×劳动报酬 | | | | -0.0173 (-0.48) | | | -0.0252 (-1.20) | | | -0.0234 (-0.62) | |
| 劳动强度(年工作小时数) | -0.0158*** (-2.82) | -0.0146*** (-2.75) | -0.0209*** (2.99) | -0.0207*** (-2.97) | -0.0241** (-2.20) | -0.0116* (-1.80) | -0.0117* (-1.81) | -0.0018 (-0.19) | -0.0057 (-0.76) | -0.0052 (-0.70) | -0.0193* (-1.76) |
| 户籍×劳动强度 | | | | | 0.0053* (1.83) | | | -0.0181 (-1.44) | | | 0.0244* (1.70) |
| 性别(男性=1) | -0.0535 (-1.04) | -0.0547 (-1.11) | -0.0204 (-0.25) | -0.0153 (-0.19) | -0.0248 (-0.30) | 0.0061 (0.09) | 0.0179 (0.25) | 0.0206 (0.29) | 0.2817*** (2.83) | 0.2868*** (2.87) | 0.2839*** (2.85) |
| 年龄 | -0.0330 (-1.33) | -0.0306 (-1.29) | -0.0485 (-1.61) | -0.0492 (-1.63) | -0.0483 (-1.60) | -0.0011 (-0.04) | -0.0002 (-0.01) | -0.0028 (-0.09) | -0.0804** (-2.34) | -0.0825** (-2.39) | -0.0820** (-2.39) |
| 年龄的平方 | 0.0005 (1.51) | 0.0004 (1.46) | 0.0006 (1.65) | 0.0006* (1.66) | 0.0006 (1.64) | 0.0001 (0.17) | 0.0000 (0.13) | 0.0001 (0.22) | 0.0010** (2.26) | 0.0010** (2.31) | 0.0010** (2.31) |
| 健康 | 0.3869*** (9.03) | 0.3707*** (8.93) | 0.3806*** (7.26) | 0.3794*** (7.23) | 0.3798*** (7.23) | 0.4059*** (8.72) | 0.4081*** (8.77) | 0.4069*** (8.75) | 0.4010*** (6.62) | 0.3983*** (6.56) | 0.3990*** (6.60) |
| 教育 | 0.0109 (0.90) | 0.0089 (0.77) | 0.0056 (0.37) | 0.0051 (0.34) | 0.0057 (0.38) | -0.0018 (-0.13) | -0.0022 (-0.16) | -0.0024 (-0.17) | 0.0017 (0.10) | 0.0011 (0.06) | 0.0010 (0.06) |
| 是否为党员(是=1) | 0.0281 (0.35) | 0.0129 (0.17) | 0.0361 (0.34) | 0.0379 (0.36) | 0.0365 (0.35) | 0.0528 (0.64) | 0.0600 (0.73) | 0.0544 (0.66) | 0.0923 (0.75) | 0.0937 (0.76) | 0.0949 (0.78) |
| 单身家庭(是=1) | -0.5327*** (-3.38) | -0.4890*** (3.28) | -0.4356** (-2.52) | -0.4382** (-2.53) | -0.4343** (-2.51) | -0.5023** (-2.53) | -0.4965** (-2.50) | -0.5059** (-2.55) | -0.6652*** (-3.10) | -0.6705*** (-3.12) | -0.6530*** (-3.04) |
| 夫妇家庭(是=1) | 0.1234 (0.98) | 0.1189 (0.99) | 0.0159 (0.11) | 0.0151 (0.10) | 0.0133 (0.09) | 0.1910 (1.28) | 0.1952 (1.31) | 0.1846 (1.24) | 0.2259 (1.31) | 0.2244 (1.30) | 0.2010 (1.16) |
| 夫妇及孩子家庭(是=1) | 0.1831 (1.61) | 0.1763 (1.64) | 0.1675 (1.27) | 0.1665 (1.26) | 0.1659 (1.25) | 0.2263* (1.71) | 0.2260* (1.71) | 0.2286* (1.73) | 0.1225 (0.77) | 0.1231 (0.77) | 0.1209 (0.76) |
| 夫妇及父母家庭(是=1) | 0.3271** (2.43) | 0.3058** (2.39) | 0.2481 (1.55) | 0.2461 (1.53) | 0.2452 (1.53) | 0.2463 (1.60) | 0.2433 (1.58) | 0.2496 (1.63) | 0.4862** (2.47) | 0.4853** (2.47) | 0.4787** (2.44) |
| 从业单位(党政军机关、事业单位及国有企业=1) | 0.2352*** (3.18) | 0.2254*** (3.20) | 0.1849** (2.03) | 0.1873** (2.06) | 0.1868** (2.05) | 0.1858** (2.38) | 0.1883** (2.41) | 0.1957** (2.50) | 0.2929** (2.50) | 0.2974** (2.53) | 0.3290*** (2.77) |
| 从业身份(雇主=1) | 0.2006 (0.73) | 0.1689 (0.65) | 0.0806 (0.27) | 0.0602 (0.20) | 0.0830 (0.27) | 0.3274 (0.93) | 0.3293 (0.94) | 0.2857 (0.81) | 0.2255 (0.63) | 0.1881 (0.52) | 0.1907 (0.53) |
| 从业地区(京津冀、长三角、珠三角省份=1) | -0.1594** (-2.40) | -0.1611** (-2.55) | -0.2406*** (-2.95) | -0.2373*** (-2.90) | -0.2392*** (2.93) | -0.1290* (-1.80) | -0.1264* (-1.76) | -0.1251* (-1.74) | 0.0078 (0.08) | 0.0122 (0.12) | 0.0220 (0.22) |

(续表2)

| | | | | | | | | | | | |
|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Adj R- square 或 Pseudo R ² | 0.1253 | 0.0462 | 0.1417 | 0.1409 | 0.1408 | 0.0998 | 0.1002 | 0.1008 | 0.1658 | 0.1649 | 0.1686 |
| F- statistic 或 LR chi ² (15) | 12.34 | 169.29 | 9.36 | 8.82 | 8.81 | 7.82 | 7.45 | 7.49 | 8.22 | 7.75 | 7.93 |
| 样本量 | 1189 | 1189 | 811 | 811 | 811 | 985 | 985 | 985 | 582 | 582 | 582 |

注:()内为Z统计量,**、*、*分别表示通过了置信水平为99%、95%、90%的显著性检验

(二)社会保障层面的户籍歧视与城市移民幸福感的缺失

表3报告了社会保障对居民幸福感的影响效应,以及社会保障层面的户籍歧视在城市移民幸福感缺失中所扮演的角色和作用。本文重点分析户籍变量和户籍与社会保障交互项对幸福感的回归结果,并剖析社会保障层面的户籍歧视与城市移民幸福感缺失的关系。

首先,未按户籍分组的OLS回归结果(模型(1))和Order Probit回归结果(模型(2))均显示,以五险一金拥有情况为表征的社会保障的改善能够显著地提升城市居民的幸福感,且根据OLS回归结果预测,社会保障每增加一个单位(即增加一项五险一金),居民幸福感将提升0.0351。其次,其他控制变量方面,综合模型(1)至模型(8)的回归结果可以得出:良好的健康状况有助于提升城市居民的幸福感水平;单身家庭结构显著降低了城市居民的幸福感水平,而由夫妇及父母组成的家庭结构则对城市居民幸福感产生了显著的提升效应;从业结构特征层面,党政军机关、事业单位及国营企业的从业单位对城市居民的幸福感存在正向溢出效应,而从业地区的经济发展水平并未呈现出与居民幸福感水平相一致的排序,经济发达地区(京津冀、长三角、珠三角)对城市居民的幸福感造成了损失。

就team A与team C的比较而言,在未添加户籍与社会保障交互项的模型(3)中,户籍哑变量(team A=1)对于城市居民幸福感的回归系数显著为正,且社会保障对居民幸福感的影响效应也显著为正;在添加户籍与社会保障交互项的模型(4)中,社会保障对居民幸福感的回归系数变得不再显著,但交互项的回归系数显著为正。上述回归结果说明,在社会保障层面,农业户籍城市移民无法享有与本地居民同等的待遇,造成了农业户籍城市移民幸福感的缺失。

就team A与team B的比较而言,在未添加户籍与社会保障交互项的模型(5)中,社会保障对居民幸福感的回归系数未能通过显著性检验;在添加户

籍与社会保障交互项后的模型(6)中,交互项对城市居民幸福感的影响效应依然不显著,即社会保障方面的户籍歧视不存在或没有达到对非农业户籍城市移民造成幸福感缺失的程度。

两类城市移民(农业户籍城市移民team C和非农业户籍城市移民team B)依次与本地居民(team A)进行组间横向比较分析的实证结果恰好相反,本文给出的解释是:社会保障具有公共品性质,对其的分配受到政府调控,而在当前我国的财税政策下,政府对于公共品的分配往往依据城市居民是否具有本地户籍为依据。非农业户籍城市移民实现了户籍转换,同样具有本地户籍,因此非农业户籍城市移民与本地居民在享有社会保障方面是对等的,而农业户籍城市移民在享有社会保障方面受到了户籍歧视。本文关于五险一金在三类城市居民中覆盖率的描述性统计分析也支持了这一解释。

就team B与team C的比较而言,模型(7)和模型(8)的回归结果与模型(3)和模型(4)的回归结果相似,即户籍与社会保障交互项的回归系数显著为正,说明相对于实现户籍转换、获得非农业户籍的城市移民,依然保留农业户籍的城市移民在获取社会保障上处于劣势地位,社会保障层面的户籍歧视造成了农业户籍城市移民幸福感的缺失。

(三)住房层面的户籍歧视与城市移民幸福感的缺失

表4报告了住房条件对居民幸福感的影响效应,以及住房条件层面的户籍歧视在城市移民幸福感缺失中所扮演的角色和作用。本文重点分析户籍变量和户籍与住房条件的交互项对幸福感的回归结果,并剖析住房层面的户籍歧视与城市移民幸福感缺失的关系。

首先,在未按户籍分组的模型(1)中,OLS回归结果显示,住房类型(自有住房=1,租房=0)对城市居民幸福感的回归系数显著为正,说明相对于租房居住的情况,拥有自有住房可以显著地提升城市居民的幸福感水平。然而值得注意的是,人均住房面积、是否享受到保障性住房(经济适用房或廉租房)以及户籍与人均住房面积和保障性住房的交互项对

居民幸福感的影响效应总体上不显著(仅在模型(6)和模型(9)中,人均住房面积通过了10%的显著性检验)。对于上述回归结果的解释,本文认为,有没有自有住房是刚性的,其与城市居民幸福感之间的弹性很大,而住房面积大小则是柔性的,其与城市居民幸福感之间的弹性要小很多。本文的描述性统计结果显示,我国保障性住房政策针对的是非常小的一部分群体,其覆盖率非常低,因而造成了是否享受到保障性住房对城市居民幸福感的影响不显著。其次,在其他控制变量方面,表4所报告的回归结果与表2和表3所报告的回归结果较为一致,无较大差异,不再赘述。

就 team A 与 team C 的比较而言,在模型(2)至模型(5)中,住房类型对城市居民幸福感的影响不显著,而在模型(3)中,户籍与住房类型交互项对城市居民幸福感的影响也未通过显著性检验。结合描述性统计分析,本文指出,尽管农业户籍城市移民以租房居住为主,本地居民以自有住房为主,但住房类型上的这一差异并不构成农业户籍城市居民幸福感缺失的关键因素。这一结论超出了本文预期,但依然可以从现实情况进行解释:对于依然保留农业户籍的城市移民而言,他们来到城市的目的往往不是在城市长久地生活下去,而是希望短期内获得比留在农村更高的工资水平。对大部分农业户籍城市移民来

说,在城市的居住是暂时的,工作结束后仍然会回到农村,呈现出“钟摆式就业”状态,因此在城市租房居住是理所当然的事情,不会对农业户籍城市移民的幸福感知产生影响。

就 team A 与 team B 的比较而言,在模型(6)至模型(9)中,住房类型对城市居民幸福感的回归系数显著为正,而在模型(7)中,户籍与住房类型交互项的回归系数也显著为正。据此,本文指出,尽管非农户籍城市居民实现了户籍转换,但他们与同样具有非农户籍的本地居民相比较,住房类型上的不对称显著地降低了其幸福感知水平,造成了其幸福感知的缺失。模型(7)所揭示的这一结论正好与模式(3)所揭示的结论相反,本文认为,其中的原因在于,非农户籍城市移民已经实现了户籍转换,一般都有在城市长期生活下去的打算,而购买自有住房成为他们的重要任务之一,因而对其幸福感知缺失产生了显著影响。

就 team B 与 team C 的比较而言,模型(10)至模型(13)的回归结果与模型(2)至模型(5)的回归结果相似,即与非农户籍城市居民相比较,没有证据表明农业户籍城市移民以租房居住为主的住房状态降低了其幸福感知水平,对这一结论的解释不再赘述。

表3 社会保障层面的户籍歧视与城市移民幸福感知缺失的回归结果

| 模型 | 未按户籍分组 | | 按户籍分组 | | | | | |
|-----------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | OLS | Ordered Probit | team A=1 | team C=0 | team A=1 | team B=0 | team B=1 | team C=0 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 户籍因素 | | | 0.2630** (1.98) | 0.2025* (1.18) | 0.1581* (1.66) | 0.1341* (1.71) | 0.2320* (1.68) | 0.2678* (1.70) |
| 社会保障 | 0.0351** (1.98) | 0.0313* (1.86) | 0.0412* (1.89) | 0.0228 (0.57) | 0.0288 (1.46) | 0.0068 (0.22) | 0.0213* (1.75) | 0.0176* (1.86) |
| 户籍×社会保障 | | | | 0.0252* (1.56) | | 0.0351 (0.94) | | 0.0143* (1.72) |
| Adj R-square | 0.1179 | 0.0434 | 0.1339 | 0.1331 | 0.0938 | 0.0936 | 0.1502 | 0.1488 |
| Pseudo R ² | | | | | | | | |
| 样本量 | 1189 | 1189 | 811 | 811 | 985 | 985 | 582 | 582 |

注:同表2

表4 住房条件、户籍歧视与居民幸福感的实证结果

| 模型 | 未按户籍分组 | 按户籍分组 | | | | | | | | | | | | | | | |
|------|--------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|----------|--|--|--|
| | | team A=1 | | | | team C=0 | | | | team B=1 | | | | team C=0 | | | |
| | | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | | | |
| 户籍因素 | | 0.1059* (1.67) | 0.1391* (1.73) | 1.1355* (1.73) | 1.1114* (1.70) | 0.2404* (1.95) | 0.6061** (2.35) | 0.2579* (1.80) | 0.2414* (1.90) | -0.1868 (-1.05) | -0.3298 (-1.39) | -0.1137 (-0.55) | -0.1893 (-1.04) | | | | |

(续表4)

| | | | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| 房屋类型 | 0.3640*** (3.61) | 0.2022 (1.53) | 0.2663 (1.10) | 0.2008 (1.51) | 0.1979 (1.48) | 0.3363** (2.52) | 0.2443*** (2.76) | 0.3376** (2.53) | 0.3363** (2.52) | 0.5781*** (3.39) | 0.4251* (1.78) | 0.5706*** (3.33) | 0.5799*** (3.35) |
| 户籍×房屋类型 | | | -0.0888 (-0.32) | | | | 0.1331* (1.81) | | | | 0.2995 (0.92) | | |
| 人均住房面积 | 0.0632 (0.82) | 0.2186 (1.02) | 0.2181 (1.02) | 0.3218 (0.80) | 0.2210 (1.03) | 0.1638* (1.70) | 0.1194 (1.20) | 0.1704 (1.64) | 0.1640* (1.70) | 0.1384 (1.34) | 0.1170 (1.11) | 0.4016 (1.00) | 0.1383 (1.34) |
| 户籍×人均住房面积 | | | | -0.1396 (-0.30) | | | | -0.0441 (-0.17) | | | | -0.2794 (-0.68) | |
| 政府补贴 | -0.0550 (-0.40) | -0.0240 (-0.13) | -0.0256 (-0.13) | -0.0215 (-0.11) | 0.1892 (0.24) | -0.0496 (-0.36) | -0.0521 (-0.37) | -0.0479 (-0.34) | -0.0450 (-0.23) | -0.0804 (-0.42) | -0.0783 (-0.41) | -0.0812 (-0.42) | -0.1305 (-0.16) |
| 户籍×政府补贴 | | | | | -0.2262 (-0.27) | | | | -0.0089 (-0.03) | | | | 0.0532 (0.06) |
| Adj R-square Pseudo R ² | 0.1258 | 0.1257 | 0.1246 | 0.1245 | 0.1245 | 0.1028 | 0.1044 | 0.1017 | 0.1017 | 0.1776 | 0.1773 | 0.1767 | 0.1759 |
| 样本量 | 1044 | 712 | 712 | 712 | 712 | 871 | 871 | 871 | 871 | 505 | 505 | 505 | 505 |

注:同表2

(四)生活环境层面的户籍歧视与城市移民的幸福感知缺失

表5报告了生活环境对居民幸福感的影响效应,以及生活环境层面的户籍歧视在城市移民幸福感知缺失中所扮演的角色和作用。本文重点考察社会融合度和社区服务功能对不同户籍城市居民幸福感的影响效应,并剖析生活环境层面的户籍歧视与城市移民幸福感知缺失之间的关系。

首先,在未按户籍分组的模型(1)以及按户籍分组的模型(2)至模型(13)中,生活便捷度及户籍与生活便捷度的交互项对城市居民幸福感的影响均不显著。本文给出的解释是,得益于城市基础设施建设的日益完善,不论哪一类户籍的城市居民,他们的日常生活,如出行、就医、上学、购物娱乐等,都变得日益便捷,组群间差异未能达到造成城市移民幸福感知缺失的程度。其次,在控制变量方面,模型(1)至模型(13)的回归结果与表2、表3、表4所报告的回归结果较为一致,无较大差别,不再赘述。

就 team A 与 team C 的比较而言,在模型(2)至模型(5)中,社会融合度对居民幸福感的回归系数始终显著为正,且在添加户籍与社会融合度交互项的模型(4)中,交互项对居民幸福感的回归系数也依然显著为正。这一结果表明,相对于本地居民,农业户籍城市移民在融入城市工作生活方面存在更多的困难和障碍,显著地降低了农业户籍城市移民的幸福感知水平。在模型(2)至模型(4)中,社区服务功能对居

民幸福感知的影响效应不显著,而在添加户籍与社区服务功能交互项的模型(5)中,社区服务功能对农业户籍城市移民幸福感知的影响效应显著为负,对本地居民幸福感知的影响效应显著为正。本文给出的解释是,社区服务功能对于居民幸福感知的影响存在人际差异,对于本地居民而言,更加完善的社区服务功能可以显著地提升其生活质量,而对于农业户籍城市移民而言,更加完善的社区服务功能对他们来说有可能意味着更高的生活成本,因而降低了其幸福感知水平。

就 team A 与 team B 的比较而言,在添加户籍与社会融合度交互项的模型(8)中,交互项对居民幸福感的回归系数显著为正,而在添加户籍与社区服务功能交互项的模型(9)中,交互项对居民幸福感的回归系数未能通过显著性检验。由此可见,社会融合度方面的户籍歧视依然是造成非农业户籍城市移民幸福感知缺失的重要原因。上述结论同时也再次回答了本文在引言部分提出的第二个问题,即若户籍歧视是造成城市移民幸福感知缺失的重要原因,那么实现户籍转换是否意味着非农业户籍城市移民向本地居民幸福感知水平的趋同?在本部分,本文同样给出了否定的答案。

就 team B 与 team C 的比较而言,添加户籍与社会融合度交互项的模型(12)和添加户籍与社区服务功能交互项的模型(13)与模型(8)和模型(9)的回归结果相似,所得到的结论包括:与实现户籍转换的

非农户籍城市移民相比,农业户籍城市移民在融入城市工作生活方面的障碍和困难更多,其社会融合度水平更低,因而造成了幸福感的缺失,在两类户籍

城市移民之间,社区服务功能方面的户籍歧视不存在或未能达到显著地降低非农户籍城市移民幸福感的程度,对上述结论的解释不再赘述。

表5 生活环境层面的户籍歧视与城市移民幸福感缺失的回归结果

| 模型 | 未按户籍分组 | 按户籍分组 | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| | OLS | team A=1 team C=0 | | | | team A=1 team B=0 | | | | team B=1 team C=0 | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) |
| 户籍因素 | | 0.2049* (1.74) | 0.2077* (1.74) | 0.2002* (1.90) | 0.1839** (2.10) | 0.1706* (1.77) | 0.1814* (1.71) | 0.1816* (1.85) | 0.1621* (1.75) | 0.1502* (1.81) | 0.1506* (1.73) | 0.1788* (1.72) | 0.1806* (1.87) |
| 生活便捷度 | -0.0093 (-0.29) | -0.0205 (-0.59) | -0.0147 (-1.16) | -0.0199 (-0.57) | -0.0243 (-0.70) | -0.0182 (-0.53) | 0.0008 (0.01) | -0.0182 (-0.53) | -0.0185 (-0.54) | 0.0311 (0.50) | 0.0316 (0.34) | 0.0323 (0.52) | 0.0230 (0.37) |
| 户籍×生活便捷度 | | | -0.0067 (-0.07) | | | | -0.0226 (-0.25) | | | | -0.0008 (-0.01) | | |
| 社会融合度 | 0.1518*** (3.54) | 0.1588*** (3.05) | 0.1589*** (3.05) | 0.2149* (1.94) | 0.1643*** (3.16) | 0.1196** (2.57) | 0.1196** (2.57) | 0.1218* (1.81) | 0.1239*** (2.66) | 0.1935*** (2.99) | 0.1935*** (2.99) | 0.2248** (2.05) | 0.1912*** (2.96) |
| 户籍×社会融合度 | | | | 0.0706* (1.75) | | | | 0.0341* (1.85) | | | | 0.0459* (1.73) | |
| 社区服务功能 | -0.0499 (-1.42) | -0.0240 (-0.56) | -0.0238 (-0.55) | -0.0250 (-0.58) | -0.2307*** (-2.60) | 0.0072 (0.18) | 0.0068 (0.17) | 0.0071 (0.18) | -0.0625 (-0.93) | -0.1263** (-2.35) | -0.1263** (-2.33) | -0.1260** (-2.34) | -0.2337*** (-2.63) |
| 户籍×社区服务功能 | | | | | 0.2695*** (2.66) | | | | 0.1053 (1.29) | | | | 0.1685 (1.52) |
| Adj R-square Pseudo R ² | 0.1284 | 0.1426 | 0.1414 | 0.1418 | 0.1494 | 0.1007 | 0.0998 | 0.0998 | 0.1013 | 0.1681 | 0.1665 | 0.1667 | 0.1700 |
| 样本量 | 1149 | 772 | 772 | 772 | 772 | 966 | 966 | 966 | 966 | 560 | 560 | 560 | 560 |

注:同表2

表3至表5分析的是收入增长之外的社会保障、住房条件、生活环境三类非收入因素层面的户籍歧视,在城市移民幸福感缺失中所扮演的角色和作用。综合表2至表5的主要结论,我们提出本文的第三个核心观点:除劳动强度之外,户籍歧视造成城市移民幸福感缺失还表现在社会保障、住房条件、生活环境三类非收入因素方面。农业户籍城市移民由于未能实现户籍转换,因而在获取社会保障方面处于弱势地位,加之农业户籍城市移民在融入城市工作生活上面临更大的困难和障碍,共同造成了农业户籍城市移民幸福感的缺失。农业户籍城市移民“钟摆式就业状态”使得以租房为主的住房类型并未造成其幸福感的缺失。非农户籍城市移民虽然实现了户籍转换,但作为城市移民,他们在社会融合等身份认同方面依然显著地低于本地居民,制约了其幸福感水平向本地居民幸福感水平的趋同。同时,由于非农户籍城市移民已经实现了户籍转换,大都有在城市

长期生活的打算,因此在住房类型上其与本地居民之间的组群差异也同样造成了幸福感的缺失,但社会保障方面的户籍歧视不存在或没有达到对非农户籍城市移民造成幸福感缺失的程度。

五、结论与启示

(一)研究结论

采用2012年中国劳动力动态调查数据(CLDS),将居民普遍关注的社会保障、住房条件和生活环境三类非收入因素纳入幸福感分析框架,采用组间横向比较方法研究了户籍歧视在城市移民幸福感缺失中所扮演的角色和作用。本文的研究结论,可以概括为三点。(1)相对于本地居民,虽然城市移民承受了更大的劳动强度和更低的工资水平,但劳动报酬方面的户籍歧视并没有对城市移民的幸福感知造成缺失,因而较好地解释了劳动报酬领域的户籍歧视与我国现实社会中越来越多的农村人口不断向城市集聚之间的矛盾。(2)除劳动强度之外,社会保

障、住房条件、生活环境三类非收入因素不仅可以直接对城市居民幸福感产生影响,而且非收入因素层面的户籍歧视也显著地造成了城市移民幸福感的缺失。农业户籍城市移民由于没有本地户籍,其在获取社会保障、改善生活环境上的弱势地位造成了幸福感的缺失,因而较好地回答了非收入因素层面的户籍歧视是否会显著造成城市移民幸福感缺失的问题。(3)非农户籍城市移民虽然实现了户籍转换,但他们在社会融合等身份认同上的障碍,以及对于自有住房的需求仍然导致了幸福感的缺失,解释了实现户籍转换是否意味着城市移民幸福感水平向本地居民幸福感水平趋同的问题。

(二)政策启示

本文的研究对于消除户籍歧视、提升居民幸福感水平,进而推进以人为本的新型城镇化建设具有重要的政策启示。

第一,着力构建城乡统一的户籍登记制度,并促使其他社会管理制度与户籍制度脱钩。由于我国其他社会管理制度经常与户籍管理制度挂钩,使得户籍歧视已经深入和扩散到居民生活的很多方面。因此,地方政府需要着力构建城乡统一的户籍管理制度,并促使其他社会管理制度与户籍制度脱钩,破解社会管理对于户籍分割的路径依赖。

第二,扩大社会保障和基本公共服务向常住人口覆盖,推动公共服务均等化。消除社会保障和基本公共服务领域的户籍歧视,需要同时从供给侧和需

求侧进行改革。供给侧,需要加大城市基础设施的投资建设规模和速度,并强调建设的科学性,扩大社会保障和基本公共服务的供给。需求侧,改革公共物品的分配制度,把原先的依靠户籍属性进行分配的原则改为依靠工作属地进行分配的原则,扩大社会保障和基本公共服务向常住人口群体的覆盖。

第三,落实城市常住人口的市民化,积极促进城市移民快速地融入城市工作和生活。一方面,需要加强对新生代城市移民劳动技能和劳动素质的培养,有效消除城市移民与本地居民在劳动就业方面的差异;另一方面,需要加强社区文化建设,增进居民间的联系和感情,打破彼此孤立的生活状态。

(三)研究不足与展望

本文通过组间横向比较,静态上把握了户籍歧视对城市移民幸福感缺失的作用机理,动态上厘清了户籍转换对城市移民幸福感变迁的影响效应,但本文的研究依然存在不足之处。尤其是党的十八大以来,以人为本、以体制机制创新为保障的新型城镇化开始在全国各地积极推进。新型城镇化建设将“产、城、人”的融合作为目标之一,必然也会对城市移民的幸福感知产生深远影响。然而,受到研究数据的限制,本文使用的数据是2012年中国劳动力动态调查问卷数据,未能对新型城镇化建设背景下城市移民的幸福感知问题进行全面深入的考察,这也构成了本文未来可以进一步拓展的方向。

[参考文献]

- [1] Easterlin, R. A., et al. China's Life Satisfaction, 1990-2010 [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2012, 109(25): 9775-9780.
- [2] 姚先国, 赖普清. 中国劳资关系的城乡户籍差异[J]. 经济研究, 2004(7): 82-90.
- [3] 陈云松, 张翼. 城镇化的不平等效应与社会融合[J]. 中国社会科学, 2015(6): 78-95+206-207.
- [4] 姜兆萍. 身份认同对农村流动人口幸福感的影响[J]. 黑龙江社会科学, 2016(2): 109-115.
- [5] Easterlin, R. A. Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 1995, 27(1): 35-47.
- [6] Easterlin, R. A., et al. The Happiness-income Paradox Revisited [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2010, 107(52): 22463-22468.
- [7] Kahneman, D., Krueger A. B. Developments in The Measurement of Subjective Well-being [J]. The journal of economic perspectives, 2006, 20(1): 3-24.
- [8] Frey, B. S., Stutzer A. What Can Economists Learn from Happiness Research [J]. Journal of Economic literature, 2002, 40(2): 402-435.
- [9] 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[J]. 经济研究, 2011, 46(9): 89-82+160.
- [10] Kimball, M., Willis R. Utility and happiness [R]. University of Michigan, 2006.
- [11] 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[J]. 世界经济, 2012, 35(4):

79-101.

- [12] 孙三百, 黄薇, 洪俊杰, 王春华. 城市规模、幸福感与移民空间优化[J]. 经济研究, 2014, 49(1): 97-111.
- [13] 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.
- [14] 陆铭, 蒋仕卿, 佐藤宏. 公平与幸福[J]. 劳动经济研究, 2014, 2(1): 26-48.
- [15] Paul, S., Guilbert D. Income-happiness Paradox in Australia: Testing the Theories of Adaptation and Social Comparison[J]. *Economic Modelling*, 2013, 30:900-910.
- [16] Alesina, A., R. Di Tella and R. MacCulloch. Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different[J]. *Journal of Public Economics*, 2004, 88(9): 2009-2042.
- [17] Leigh, A. and J. Wolfers. Happiness and The Human Development Index: Australia Is Not A Paradox [J]. *Australian Economic Review*, 2006, 39(2): 176-184.
- [18] 马万朝, 李辉. 经济转型背景下收入差距、财富差距与消费需求的实证研究——来自中国家庭追踪调查数据的解释[J]. 云南财经大学学报, 2017(6): 63-72.
- [19] 官皓. 收入对幸福感的影响研究: 绝对水平和相对地位[J]. 南开经济研究, 2010(5): 56-70.
- [20] Ferrer-i-Carbonell, A. Income and Well-being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect [J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89(5): 997-1019.
- [21] Senik, C. Ambition and Jealousy: Income Interactions in the "Old" Europe Versus the "New" Europe and the United States [J]. *Economica*, 2008, 75(299): 495-513.
- [22] 何立新, 潘春阳. 破解中国的"Easterlin悖论": 收入差距、机会不均与居民幸福感[J]. 管理世界, 2011(8): 11-22+187.
- [23] Knight, J., Lina S., Gunatilaka R. Subjective Well-being and Its Determinants in Rural China [J]. *China Economic Review*, 2009, 20(4): 635-649.
- [24] 何强. 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[J]. 世界经济, 2011, 34(7): 148-160.
- [25] 张学志, 才国伟. 收入、价值观与居民幸福感——来自广东成人调查数据的经验证据[J]. 管理世界, 2011(9): 63-73.
- [26] 张鹏, 郝宇彪, 陈卫民. 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[J]. 经济评论, 2014(1): 58-69.
- [27] Jiang, S., Lu M., Sato H. Happiness in the Dual Society of Urban China: Hukou Identity, Horizontal Inequality and Heterogeneous Reference [R]. LICOS Discussion Paper Series, 2008.
- [28] Zhang, M., Meng L. Delimited Stroke Oriented Algorithm-working Principle and Implementation for the Matching of Road Networks [J]. *Geographic Information Sciences*, 2007, 14(1): 44-53.
- [29] 金江, 何立华. 教育使人幸福吗——基于武汉市城镇居民的实证分析[J]. 经济评论, 2012(6): 36-43.
- [30] 钱先航, 曹廷求, 曹春方. 既患贫又患不安: 编制与公共部门的收入分配研究[J]. 经济研究, 2015, 50(7): 57-71.
- [31] 金晓彤, 崔宏静. 新生代农民工成就动机与主观幸福感的关系统析——基于社会支持、社会比较倾向的调节作用[J]. 中国农村观察, 2013(1): 69-77+92-93.
- [32] Ferrer i Carbonell, A., Frijters, P. How Important Is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness? [J]. *The Economic Journal*, 2004, 114(497): 641-659.

[责任编辑:冯霞]