

中国进城农民工的居住状况与主观幸福感

——基于流动人口动态监测数据的实证分析

祝仲坤 冷晨昕*

内容提要 本文利用2012年流动人口动态监测调查数据,系统地考察了居住模式和住房类型对农民工主观幸福感的影响。研究发现,相比于临时住所,分散居住和集中居住对农民工的幸福感有显著的正向影响。其中,分散居住的农民工主观幸福感较为强烈,尤以居住在自建房和自购房的农民工幸福感最强,而居住在非正规场所的农民工主观幸福感最低。在加入其他控制变量和考虑地区异质性后,该结论依然成立。考虑到实证分析中潜在的内生性偏误,本文结合倾向匹配得分法构造反事实框架,并进行替换解释变量、调整模型和样本等一系列稳健性检验,发现结论依然保持一致。分样本估计结果还显示,流动范围跨度大、流动时间长的农民工主观幸福感受居住状况的影响更为明显,此外,新生代农民工对居住状况更为“敏感”。居住模式对农民工主观幸福感的影响还存在显著的区域差异,中部地区、北京和上海的农民工的主观幸福感受居住状况的影响更为明显。

关键词 居住模式 住房类型 主观幸福感 反事实框架

一 引言

近年来,基于对“唯国内生产总值(GDP)论”的反思,中国政府的执政理念正

* 祝仲坤,中国人民大学农业与农村发展学院,电子邮箱: zzkandqq@ruc.edu.cn; 冷晨昕(通讯作者),中国农业大学经济管理学院,电子邮箱: lengchenxin@163.com。本文得到国家自然科学基金“农民工的住房保障、在外居住抉择与家乡住房投资行为研究”(编号: 71373271)和中国人民大学2016年度拔尖创新人才培养资助计划的资助。作者感谢国家卫生和计划生育委员会流动人口服务中心向本文提供的数据支持。当然,文责自负。

在从“经济导向”向“幸福导向”过渡，社会各界也开始认识到国民幸福才是经济增长的最终归宿。农民工作为支撑社会发展的重要力量，其幸福感也越来越受到重视。根据《2015年全国农民工监测调查报告》，中国农民工总量已经达到2.77亿人，其中，外出农民工高达1.69亿人。数以亿计的农民工在神州大地上奔波谋生，为中国经济的高速发展做出了重大贡献，他们是支撑中国工业化、促进城市建设与繁荣的中坚力量。因此，农民工的主观幸福感是一项具有重要意义的研究课题，对于这一问题的研究不仅有利于改善民生、促进社会和谐发展，还是共享发展和协调发展的体现。

有关居住状况会如何影响农民工幸福感的研究目前几乎处于空白状况。正所谓“有房才有家”、“房在哪，家就在哪”，住房是农民工进入城市、融入城市的安身立命之所。那么，居住状况会如何影响农民工的主观幸福感呢？何种居住模式、何种住房类型会让农民工更幸福呢？

基于此，本文使用由国家卫生和计划生育委员会（简称“国家卫计委”）组织实施的2012年流动人口动态监测调查数据，系统地考察了农民工的居住模式以及住房类型对其主观幸福感的影响。研究表明，相比于临时住所，分散居住和集中居住对农民工的幸福感有显著正向影响。其中，分散居住的农民工主观幸福感较为强烈，尤其是居住在自建房或自购房的农民工幸福感最强，而居住在非正规场所的农民工主观幸福感则最低。在加入其他控制变量并考虑到地区异质性后，这一结论依然成立。考虑到潜在的内生性偏误，本文结合倾向匹配得分法构造反事实框架，并进行替换解释变量、调整模型和样本等一系列稳健性检验，最后所得结论依然保持一致。分样本估计结果还显示，流动范围跨度大、流动时间长的农民工的主观幸福感受居住状况的影响更为明显，同时，新生代农民工的主观幸福感受居住状况的影响更为直接。此外，居住模式对农民工主观幸福感的影响存在显著的区域差异，中部地区、北京和上海的农民工主观幸福感受居住状况的影响更为明显。

本文余下部分的安排如下：第二部分是文献综述；第三部分对数据来源及概况进行说明，对主要变量进行描述性统计并构建计量模型；第四部分展示实证结果并进行分析；第五部分对全文进行总结并阐述相关的政策启示。

二 文献综述

幸福是人类追求的终极目标，是人类亘古常新的话题。追溯历史，对幸福的研究由来已久，早在两千多年前，亚里士多德就曾提出，幸福是人类一切活动的最终目的，是

众善中的至善。近年来,经济学家对幸福这一话题也给予了高度关注。1974年,Easterlin提出了著名的“伊斯特林悖论(Easterlin Paradox)”,即居民主观幸福感并不随收入的增长而持续增加。自此,学者们开始尝试从不同维度探究影响幸福的因素。有些学者从社会人口因素方面开展研究,涉及年龄(Oswald, 1997)、性别(Blanchflower & Oswald, 2001)、教育程度(Ferrer-i-Carbonell, 2005)、婚姻(Blanchflower & Oswald, 2001)、健康(Dolan et al., 2008)与宗教信仰(Brown & Tierney, 2009; 阮荣平等, 2011)等;也有学者关注宏观经济因素方面的研究,如绝对收入与相对收入(Frey & Stutzer, 2000; Knight et al., 2009; 罗楚亮, 2009; 何立新、潘春阳, 2011; 阳义南、章上峰, 2016)、失业(Clark & Oswald, 1994; Tella et al., 2001; Helliwell, 2003)、通货膨胀(Tella et al., 2003; Alesina et al., 2004)与环境污染(Mackerron & Mourato, 2009; Ferreira & Moro, 2010; 黄永明、何凌云, 2013)等;关于制度因素方面的研究主要关注民主(Frey & Stutzer, 2000; 陈前恒等, 2014)、政府质量(陈刚、李树, 2012)、公共服务(鲁元平、杨灿明, 2013)和财政支出(胡洪曙、鲁元平, 2012)等。

也有一些学者关注居民的住房状况对幸福感的影响,尤其是自20世纪90年代以来,形成了诸多深入且富有价值的研究。从过往的研究来看,学者们侧重分析住房产权对居民幸福感的影响(Kingston & Fries, 1994; Dietz & Haurin, 2003)。Davies et al. (2011)认为,住房产权能够使家庭更具满足感与安全感,不过,如果住房产权的获得是通过大量借贷完成的,居民很可能因此背负沉重的债务,其幸福感会相应降低。住房产权还会通过财富效应直接影响家庭的消费行为(Muellbauer & Murphy, 2008; Case & Quigley, 2008),从而影响居民的幸福感。此外,自有住房还可能影响到子女的教育(Haurin et al., 2002)、居民的健康(Nettleton & Burrows, 1998)以及生活质量(Bucchianeri, 2009),从而影响到居民的幸福感。

国内研究方面,李涛等(2011)发现,拥有大产权住房能够显著提升居民幸福感,并且拥有大产权房的数量与居民幸福感正相关;而拥有小产权住房的情况对居民幸福感则没有显著影响。林江等(2012)利用2006年中国综合社会调查(CGSS)数据也有类似的发现,即拥有房产者的幸福感显著高于租房者,而且多房者的幸福感显著高于拥有一套房产者的幸福感。孙伟增和郑思齐(2013)也指出,拥有住房产权能提高家庭的主观幸福感。张翔等(2015)进一步指出,房屋产权和房屋预期价格变化等对居民主观幸福感影响不显著,但是房间数目和人均使用面积等对居民主观幸福感有显著正向影响。以上文献主要研究住房情况对居民主观幸福感的影响,主要关注群体是城镇居民,然而,对于进城农民工的居住状况与幸福感却鲜有探讨。

以往关于农民工幸福感的研究从多个角度出发探索影响农民工幸福感的因素。王毅杰和丁百仁（2014）从经济、职业、人际交往和自我价值的实现四个层面探究影响农民工主观幸福感的因素，并指出农民工的幸福感的多元需求满足情况的综合反映，而非局限于单一的经济诉求。黄嘉文（2015）利用2012年中国劳动力动态调查数据（CLDS），从经济收入、社会融合、权利保障、公平感和个人特征五个方面分析流动人口主观幸福感的现状及其影响因素，并比较了代际差异性。贺京同和郝身永（2013）基于2002年中国家庭收入调查（CHIP）数据，将影响主观幸福感的因素划分为迁徙因素（包括工作、收入、土地和住房等）和定居因素（是否同工同酬、社会歧视、收入预期和经济地位等）两大类，研究发现，定居因素对农民工幸福感的影响要大于迁徙因素。这些研究虽然较为全面地考察了主观幸福感，却忽视了控制多种因素可能带来的内生性偏误，因此，其实证结果的稳健性值得商榷。当然，也有研究专门探讨某一类因素对幸福感的影响，如刘靖等（2013）研究权益保障对农民工幸福感的影响，陈前恒等（2014）、陆铭等（2014）和倪志良等（2016）关注社会不平等对农民工幸福感的影响。

然而，有关农民工的居住状况会如何影响其幸福感的研究却几乎处于空白状况。为此，本文使用2012年流动人口动态监测调查数据，考察了农民工的居住状况对幸福感的影响。本文有以下几个特点：首先，本文提供了一个新颖的视角，专门探讨居住状况对农民工主观幸福感的影响，并且在分析中考虑农民工的居住模式与住房的具体类型。第二，流动人口动态监测调查样本覆盖全国，数据具有代表性，是研究中国农民工问题的权威数据。第三，本文的实证分析较全面，从基准分析到分样本估计再到区域差异分析。此外，考虑到由于数据和变量等的限制而可能产生的内生性偏误，本文结合倾向匹配得分法构造反事实框架，并进行替换解释变量、调整模型和样本等一系列稳健性检验。

三 数据、变量与模型

（一）数据说明

流动人口动态监测调查使用分层、多阶段以及与规模成比例（PPS）的抽样调查法，共覆盖了全国省、市、自治区以及新疆生产建设兵团共32个省级行政单位。调查对象为在流入地居住1个月以上的，非本区（县、市）户口的15~59周岁的流动人口。由于本文关注的是进城农民工的居住状况与其幸福感之间的关系，本文仅研究流

动人口中的农业户籍人口。在对其他变量的缺失值和错误值进行处理后,最终获得133194个基准样本。其中,男性农民工为70867人,占比为53.21%;女性为62327人,占比46.79%。新生代农民工为62250人,占比为46.74%;老一代农民工为70944人,占比53.26%。农民工平均年龄为33岁。从流动范围来看,跨省流动的农民工为75359人,占比为56.58%;省内跨市的农民工为37367人,占比为28.05%;此外,市内跨县的农民工为20468人,占比为15.37%。从区域层面来看,现居住地为东部地区(北京/上海除外)的农民工为46526人,比例为34.93%;中部地区农民工为27135人,比例为20.37%;西部地区农民工为43819人,比例为32.90%;北京和上海的农民工为15714人,比例为11.80%。

(二) 变量选择与描述

本文的被解释变量为进城农民工的主观幸福感。问卷中通过询问“与老家(流出地)相比,您现在是否感觉幸福”来衡量进城农民工的主观幸福感。被访者的回答选项包括“很不幸福、不幸福、一般、幸福、很幸福”,依次赋值为1至5的整数。有批评指出,由于幸福感是主观的,目前对于幸福感没有更好的测量,即便是实验室获得数据也很难反映社会制度或宏观环境变量的影响;而另一方面,即便承认主观指标存在误差,但对于被解释变量而言,只要误差是随机的,度量就不会引起估计偏误(陆铭等,2014)。

本文的核心解释变量为进城农民工的居住状况。该研究从两个层面展开,第一个层面是农民工的居住模式,包括分散居住、集中居住和临时住所居住,并赋值为1至3的整数;第二个层面是农民工的住房类型,包括租住单位/雇主房、租住私房、政府提供廉租房、单位/雇主提供免费住房(不包括就业场所)、借住房、就业场所、自购房、自建房和其他非正规居所9种类型,赋值为1至9的整数。此外,本文还控制了一些可能对居民幸福感产生影响的其他解释变量(表1),包括收入、收入平方、年龄、年龄平方、受教育程度、户籍、性别、婚姻状况、流入时间与流动范围等。

图1更为直观地呈现了不同居住模式以及不同产权形式下农民工主观幸福感之间的差异。如图1所示,分散居住的农民工主观幸福感的均值为3.769,明显高于集中居住(3.606)和临时住所居住(3.621)的农民工的主观幸福感。从产权形式来看,有产权的农民工主观幸福感高达4.058,而没有产权的农民工主观幸福感仅为3.706。

表1 描述性统计

类型	变量描述	观测值	平均值	标准差
被解释变量	主观幸福感 (很不幸福=1, 不幸福=2, 一般=3, 幸福=4, 很幸福=5)	133002	3.748	0.716
核心 解释变量	农民工的居住模式	133194	1.159	0.435
	分散居住	133194	0.869	0.337
	集中居住	133194	0.103	0.303
	临时住所	133194	0.028	0.165
	住房类型	133194	3.024	1.945
	租住单位房	133194	0.059	0.235
	租住私房	133194	0.656	0.475
	政府廉租房	133194	0.003	0.053
	单位免费房	133194	0.099	0.299
	借住房	133194	0.016	0.126
	就业场所	133194	0.041	0.198
	自购房	133194	0.099	0.299
	自建房	133194	0.021	0.142
	非正规场所	133194	0.007	0.085
	住房产权 (无产权=0, 自有产权=1)	133194	0.120	0.325
	其他解释变量	年龄(受访者2012年的年龄)	133194	33.577
代际划分(老一代农民工=0, 新一代农民工=1)		133194	0.467	0.499
性别(女性=0, 男性=1)		133194	0.532	0.499
教育程度(高中以下学历=0, 高中及以上学历=1)		133194	0.235	0.424
婚姻状况		133194	1.806	0.436
未婚		133194	0.211	0.408
已婚		133194	0.772	0.419
离异或丧偶		133194	0.017	0.129
收入水平(收入水平的自然对数形式)		132591	8.261	0.596
收入平方(收入水平的平方项)		132591	68.596	10.067
流动范围		133194	1.588	0.741
跨省流动		133194	0.566	0.496
省内跨市		133194	0.281	0.449
市内跨县		133194	0.154	0.361
流入时间(流入当前居住地的时间)		133194	4.462	4.682
省份(包括新疆生产建设兵团)		133194	16.918	9.485
区域	133194	2.216	1.051	
东部(除北京/上海)	133194	0.349	0.477	

续表

类 型	变 量 描 述	观 测 值	平 均 值	标 准 差
其他解释变量	中部	133194	0.204	0.403
	西部	133194	0.329	0.470
	北京/上海	133194	0.118	0.323

资料来源：根据2012年流动人口动态监测调查数据计算得到。

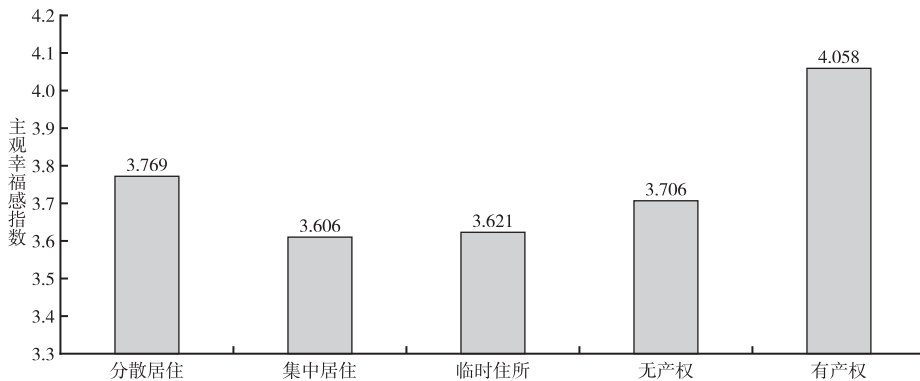


图1 不同居住模式和不同住房产权下农民工的主观幸福感

注：主观幸福感指数1表示很不幸福；2表示不幸福；3表示一般；4表示幸福；5表示很幸福。

资料来源：根据2012年流动人口动态监测调查数据计算得到。

在不同的住房类型下，农民工的主观幸福感存在明显差异（图2）。居住在自购房和自建房的农民工幸福感最强烈，均值分别为4.066和4.020。相比之下，居住在单位免费房、非正规场所、租住单位房和就业场所的农民工幸福感明显偏低，仅为3.581、3.625、3.676和3.688。而居住在借住房、租住私房和政府廉租房的农民工，其幸福感则大致位于平均水平，分别为3.814、3.727和3.725。

（三）模型设定

本文建立如下计量模型：

$$Happiness_i = \alpha + \beta Housing_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i$$

$Happiness_i$ 表示第 i 位农民工的主观幸福感； $Housing_i$ 表示第 i 位农民工的居住模式或住房类型； Z_i 为其他解释变量（包括收入、年龄、受教育程度、性别、婚姻状况、流入时间与流动范围等）。 α 和 β 为待估参数， γ 为待估系数的向量， ε_i 为随机扰动项。

在该研究中，被解释变量为农民工的主观幸福感，是典型的离散型排序数据。若使用多项 Logit 模型将无视内在的排序，而普通的最小二乘（OLS）回归模型又把

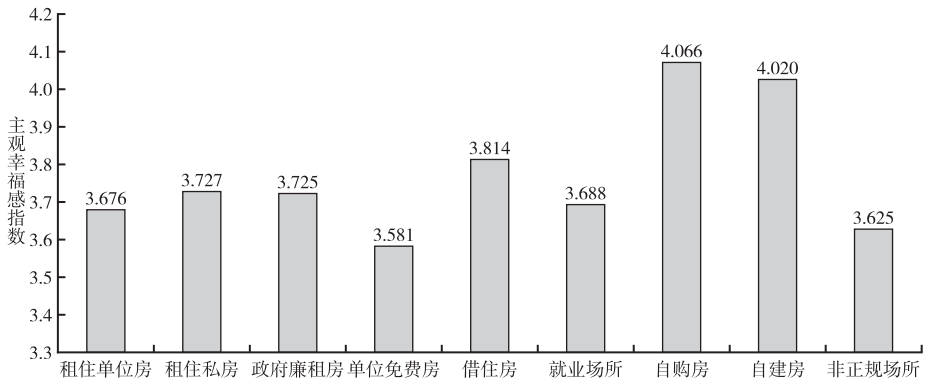


图2 不同住房类型下农民工的主观幸福感

注：主观幸福感指数1表示很不幸福；2表示不幸福；3表示一般；4表示幸福；5表示很幸福。

资料来源：根据2012年流动人口动态监测调查数据计算得到。

排序视为基数来处理，均可能影响估计的准确性。因此，本文采取有序logit模型进行估计。

四 实证结果分析

本文关注的是居住状况对农民工主观幸福感的影响。我们分别将农民工的居住模式和住房类型作为核心解释变量，并运用OLS回归和有序logit模型进行估计。随后我们进行分样本估计，以考察不同流动范围、不同流入时间以及不同代际农民工的居住状况在影响其主观幸福感方面可能存在的异质性问题。我们将全国划分为东部、中部和西部3大区域，此外，由于北京和上海的经济水平远超中国其他省市，而且汇集了大量的农民工，因此，我们将北京和上海从东部地区分离出来，作为第四大区域。本文以此为基础考察农民工居住状况对其主观幸福感影响的区域差异。最后，考虑到数据以及控制变量有一定的局限性，实证分析中仍然可能存在未知的内生性偏误，因此，我们通过倾向匹配得分法（PSM）构造反事实框架，展开稳健性检验，还通过调整解释变量、调整模型以及调整样本等方法进一步地检验实证结果的可信度。

实证分析当中，所得结果均汇报经过稳健命令校正的稳健标准误差。考虑到不同地区（省份）农民工居住状况存在差异，本文以虚拟变量形式对地区（省份）效应进行控制。

(一) 基准分析

1. 基于居住模式的回归

表2为居住模式对农民工主观幸福感的影响的回归结果,其中,第(1)列只控制农民工的居住模式;第(2)列控制居住模式与省份虚拟变量;第(3)列进一步控制了其他解释变量。通过对比我们发现,以分散居住为参照,集中居住与临时住所居住均对农民工的幸福感存在显著负向影响,且相比之下,临时住所居住的农民工幸福感最低。

表2 不同居住模式对农民工主观幸福感的影响

变量	OLS 估计			有序 logit 模型		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
以分散居住为参照						
集中居住	-0.163 *** (-25.07)	-0.128 *** (-19.32)	-0.088 *** (-13.29)	-0.447 *** (-25.43)	-0.359 *** (-19.56)	-0.250 *** (-13.49)
临时住所	-0.148 *** (-12.33)	-0.145 *** (-12.22)	-0.099 *** (-8.48)	-0.410 *** (-12.74)	-0.408 *** (-12.43)	-0.282 *** (-8.61)
收入			0.177 *** (3.84)			0.488 *** (3.76)
收入平方			-0.004 (-1.61)			-0.012 (-1.52)
年龄			-0.009 *** (-5.42)			-0.026 *** (-5.75)
年龄平方			0.012 *** (5.44)			0.035 *** (5.74)
高中学历			0.023 *** (4.81)			0.064 *** (4.87)
性别			-0.037 *** (-9.48)			-0.102 *** (-9.48)
以未婚为参照						
在婚			0.074 *** (10.46)			0.220 *** (11.22)
离异或丧偶			-0.046 *** (-2.70)			-0.117 ** (-2.47)
流入时间			0.014 *** (31.99)			0.039 *** (32.14)
以跨省流动为参照						
省内跨市			0.076 *** (14.49)			0.214 *** (14.81)

续表

变量	OLS 估计			有序 logit 模型		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
市内跨县			0.120 *** (18.43)			0.338 *** (18.91)
常数项	3.769 *** (1797.18)	3.923 *** (333.80)	2.718 *** (13.83)			
临界值 1				-6.481 *** (-95.62)	-6.960 *** (-93.12)	-3.672 *** (-6.57)
临界值 2				-4.206 *** (-189.31)	-4.682 *** (-121.44)	-1.396 ** (-2.52)
临界值 3				-0.558 *** (-92.36)	-0.991 *** (-30.93)	2.332 *** (4.21)
临界值 4				1.740 *** (217.97)	1.371 *** (42.56)	4.741 *** (8.55)
省份	不控制	控制	控制	不控制	控制	控制
R ²	0.006	0.041	0.064			
伪 R ²	—	—	—	0.003	0.020	0.032
观测数	133002	133002	132497	133002	133002	132497

注：括号内为 t 统计量；***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平。

资料来源：根据 2012 年流动人口动态监测调查数据计算得到。

就其他解释变量而言，本文控制的绝大部分变量显著影响农民工的主观幸福感。根据有序 logit 模型结果，家庭收入对居民主观幸福感的影响呈现“倒 U”型分布态势，这与“伊斯特林悖论”完全吻合，即随着时间的推移，居民主观幸福感并不随收入的增长而持续增加。相比之下，年龄对农民工主观幸福感的影响则呈现典型的“U”型分布态势。基本的解释在于，青年时期人们生活压力小、负担轻，幸福感较强；随着年龄增长，人到中年时，家庭以及工作中的压力也越来越大，幸福感则降至最低点；随着年龄进一步增长，人生经验不断积累，心态也逐渐平和，容易“知足常乐”，幸福感也会有所提升。婚姻方面来看，相比于未婚农民工，在婚农民工幸福感要更高，而离婚或丧偶农民工的幸福感要显著低于未婚农民工。正所谓“家和万事兴”，家庭和睦、夫妻关系和谐对农民工主观幸福感具有重要影响。从流入时间与范围来看，农民工在当前居住地居留时间越长，其幸福感越强。省内跨市流动和市内跨县流动的农民工幸福感要显著强于跨省流动的农民工。就回归系数而言，市内跨县农民工幸福感最强。此外，女性农民工的主观幸福感要明显高于男性，高中以上学历的农民工幸福感要

更高。

2. 基于住房类型的回归

表3展示了住房类型对农民工主观幸福感的影响。第(1)列只控制农民工的住房类型;第(2)列控制住房类型与省份虚拟变量;第(3)列进一步控制其他解释变量。以租住单位房为参照,租住私房、借住房、自购房和自建房对农民工的主观幸福感有显著的正向影响;而单位免费房和非正规场所居住则对农民工的主观幸福感有显著负向影响;此外,政府廉租房和就业场所居住对农民工主观幸福感的影响不显著(表3)。进一步关注回归系数,我们发现,自建房和自购房给农民工带来的“幸福效应”最明显;借住房和租住私房的“幸福效应”次之;非正规场所和单位免费房为农民工带来的幸福效应显著偏弱。

表3 不同住房类型对农民工主观幸福感的影响

变量	OLS 回归			有序 logit 模型		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
以租住单位房为参照						
租住私房	0.051*** (5.92)	0.040*** (4.74)	0.023*** (2.68)	0.144*** (6.16)	0.117*** (5.00)	0.069*** (2.92)
政府廉租房	0.049 (1.30)	0.050 (1.38)	0.023 (0.65)	0.110 (1.07)	0.116 (1.14)	0.049 (0.49)
单位免费房	-0.095*** (-9.13)	-0.096*** (-9.37)	-0.044*** (-4.26)	-0.260*** (-9.24)	-0.268*** (-9.42)	-0.121*** (-4.20)
借住房	0.138*** (7.72)	0.118*** (6.65)	0.108*** (6.11)	0.373*** (7.70)	0.324*** (6.59)	0.300*** (6.09)
就业场所	0.012 (0.98)	0.010 (0.78)	-0.014 (-1.12)	0.033 (0.96)	0.033 (0.93)	-0.036 (-1.02)
自购房	0.390*** (38.28)	0.315*** (30.55)	0.234*** (22.54)	1.057*** (38.29)	0.870*** (30.56)	0.651*** (22.52)
自建房	0.344*** (21.89)	0.333*** (20.89)	0.264*** (16.53)	0.933*** (21.92)	0.919*** (20.91)	0.736*** (16.55)
非正规场所	-0.051** (-2.03)	-0.076*** (-3.05)	-0.063** (-2.56)	-0.128* (-1.90)	-0.210*** (-3.10)	-0.177*** (-2.64)
收入			0.194*** (4.24)			0.532*** (4.10)
收入平方			-0.006** (-2.17)			-0.015** (-2.02)

续表

变量	OLS 回归			有序 logit 模型		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
年龄			-0.007 *** (-4.17)			-0.021 *** (-4.53)
年龄平方			0.009 *** (4.14)			0.028 *** (4.47)
高中学历			0.012 ** (2.56)			0.036 *** (2.69)
性别			-0.034 *** (-8.85)			-0.095 *** (-8.85)
以未婚为参照						
在婚			0.061 *** (8.60)			0.186 *** (9.38)
离异或丧偶			-0.050 *** (-2.96)			-0.130 *** (-2.74)
流入时间			0.011 *** (24.45)			0.031 *** (24.65)
以跨省流动为参照						
省内跨市			0.065 *** (12.49)			0.185 *** (12.76)
市内跨县			0.098 *** (15.13)			0.280 *** (15.57)
常数项	3.676 *** (443.78)	3.808 *** (265.43)	2.599 *** (13.30)			
临界值 1				-6.260 *** (-87.71)	-6.665 *** (-85.06)	-3.358 *** (-6.02)
临界值 2				-3.984 *** (-128.43)	-4.387 *** (-97.83)	-1.082 * (-1.95)
临界值 3				-0.315 *** (-14.01)	-0.682 *** (-17.29)	2.650 *** (4.79)
临界值 4				2.032 *** (86.70)	1.716 *** (43.10)	5.079 *** (9.18)
省份	不控制	控制	控制	不控制	控制	控制
R ²	0.030	0.057	0.072			
伪 R ²	—	—	—	0.014	0.027	0.035
观测数	133002	133002	132497	133002	133002	132497

注：括号内为 t 统计量；***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平。

资料来源：根据 2012 年流动人口动态监测调查数据计算得到。

这一结果可能的解释在于：首先，对农民工而言，在自建房和自购房居住，因拥有产权更具有稳定性，且伴随着房价不断提高，房屋仍处于不断增值的状态，因此，自建房与自购房能够为农民工带来强烈的“幸福效应”。其次，借住房的获取途径往往是来自农民工的亲戚朋友，居住有一定的稳定性与亲切感，且往往价格低廉，居住在借住房能加强与亲戚朋友的交往沟通，因而借住房有一定的“幸福效应”。第三，与租住单位房相比，租住私房的农民工主观幸福感更高，租住私房虽然开销要更大，但租住私房的选择反馈的是个人主观意愿，且租住私房拥有更多的私人空间，可以与亲人和爱人团聚在一起。第四，在非正规场所居住的农民工的主观幸福感偏低。此外，单位免费房对农民工主观幸福感存在显著负向影响，这与居住环境相关，一方面，单位免费房往往是集中居住的宿舍，私人空间小、人际关系较为复杂；另一方面，居住设施往往不够完备，由此可能导致居住者的主观幸福感不高。

从其他解释变量来看，实证结果与上文基于居住模式的结果基本一致。收入水平对农民工主观幸福感的“倒U”型影响依然存在，同样，年龄的“U”型分布态势也存在。从流动范围方面来看，与跨省流动相比，省内跨市流动与市内跨县流动对农民工主观幸福感具有明显的积极效应。此外，拥有高中及以上学历、在婚状态以及流入时间对农民工的主观幸福感均具有显著的正向影响。

（二）分样本估计

基于居住模式的回归结果表明，相比于分散居住，集中居住与临时住所居住对于农民工主观幸福感存在显著的负向效应，即使控制了其他解释变量和地区效应，这一结论依然成立。然而，这一结果只是平均效应，并未考虑农民工群体的内部差异。那么，居住模式对不同类型农民工的影响是否存在差异呢？接下来我们关注不同流动范围、不同流入时间以及不同代际农民工之间的异质性，并以此进行分样本估计。

对于不同流动范围的农民工而言，集中居住与临时住所居住对其幸福感的显著负向影响依然存在。不过，相比之下，跨省流动的农民工所受影响最为明显，集中居住与临时住所居住对其幸福感的影响系数分别为-0.305和-0.314（表4）。

就流入时间而言，集中居住对流入1年以内、1~5年以及5年以上的农民工的幸福感的的影响系数分别为-0.255、-0.310和-0.383，这说明集中居住对流入5年以上的农民工幸福感的弱化效应最为明显。临时住所居住对流入1年以内、1~5年以及5年以上农民工的幸福感的的影响系数分别为-0.348、-0.234和-0.064，这说明临时住所居住对流入1年以内的农民工的幸福感的负面影响最大（表4）。这一定程度上说明，

农民工在流入地时间越长，居住在临时住所的概率越低，因而临时住所居住对流入时间长的农民工的影响变弱，而恰恰因为如此，临时住所居住对流入 1~5 年的农民工影响弱于流入 1 年以内农民工，而临时住所居住对流入 5 年以上的农民工影响在统计上并不显著。

表 4 居住模式对农民工主观幸福感的影响：分样本估计

变量	流动范围			流入时间			代际划分	
	跨省流动	省内跨市	市内跨县	1 年以内	1~5 年	5 年以上	新生代	老一代
以分散居住为参照								
集中居住	-0.305 *** (-13.82)	-0.383 *** (-10.35)	-0.170 *** (-3.14)	-0.255 *** (-8.98)	-0.310 *** (-10.79)	-0.383 *** (-9.96)	-0.324 *** (-13.25)	-0.278 *** (-10.60)
临时住所	-0.314 *** (-7.96)	-0.170 ** (-2.32)	-0.248 *** (-2.81)	-0.348 *** (-7.46)	-0.234 *** (-4.17)	-0.064 (-0.84)	-0.243 *** (-4.75)	-0.293 *** (-7.02)
临界值 1	-3.808 *** (-5.30)	-3.575 *** (-3.37)	-4.961 *** (-3.56)	-1.646 * (-1.65)	-2.476 *** (-2.67)	-8.388 *** (-8.83)	-2.113 *** (-2.64)	-4.440 *** (-6.06)
临界值 2	-1.539 ** (-2.15)	-1.273 (-1.21)	-2.717 ** (-1.97)	0.697 (0.70)	-0.247 (-0.27)	-6.148 *** (-6.54)	0.051 (0.06)	-2.025 *** (-2.79)
临界值 3	2.116 *** (2.96)	2.500 ** (2.38)	0.979 (0.71)	4.407 *** (4.44)	3.477 *** (3.78)	-2.564 *** (-2.73)	3.740 *** (4.71)	1.661 ** (2.29)
临界值 4	4.473 *** (6.26)	4.835 *** (4.61)	3.345 ** (2.43)	6.717 *** (6.77)	5.834 *** (6.34)	-0.189 (-0.20)	6.071 *** (7.64)	4.028 *** (5.55)
其他解释变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
伪 R ²	0.015	0.012	0.010	0.014	0.011	0.008	0.018	0.012
观测数	74974	37203	20320	41241	53807	38146	61887	70610

注：括号内为 t 统计量；***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平。

资料来源：根据 2012 年流动人口动态监测调查数据计算得到。

从代际结果来看，集中居住对新生代农民工和老一代农民工的影响系数分别为 -0.324 和 -0.278，这意味着集中居住对新生代农民工的幸福感的弱化效应更明显，或者说新生代农民工对集中居住的反映更为敏感；而临时住所居住对新生代农民工和老一代农民工的影响系数分别为 -0.243 和 -0.293，这表明临时住所居住对老一代农民工影响最为显著。

(三) 区域差异分析

表5展示了居住模式对农民工主观幸福感的影响的区域差异。就居住模式的估计结果来看,相比于分散居住,集中居住对中部地区农民工的主观幸福感影响的弱化效应最为明显,影响系数为-0.450,北京/上海次之,影响系数为-0.327。临时住所居住对中部地区农民工的弱化效应最为显著,影响系数高达-0.764,西部地区次之,影响系数为-0.248,而对北京和上海的农民工的主观幸福感影响不显著。

表5 居住模式对农民工主观幸福感的影响:区域差异分析

变量	基于居住模式的估计			
	东部	中部	西部	北京/上海
以分散居住为参照				
集中居住	-0.245 *** (-10.16)	-0.450 *** (-9.08)	-0.257 *** (-6.72)	-0.327 *** (-5.30)
临时住所	-0.198 *** (-3.53)	-0.764 *** (-9.05)	-0.248 *** (-5.16)	-0.162 (-1.23)
临界值1	-2.078 * (-1.85)	0.050 (0.04)	-5.307 *** (-6.33)	0.743 (0.43)
临界值2	0.557 (0.50)	2.293 * (1.76)	-3.088 *** (-3.72)	2.458 (1.44)
临界值3	4.118 *** (3.69)	6.159 *** (4.75)	0.750 (0.91)	6.107 *** (3.58)
临界值4	6.386 *** (5.72)	8.527 *** (6.57)	3.152 *** (3.81)	8.616 *** (5.05)
其他解释变量	控制	控制	控制	控制
省份	控制	控制	控制	控制
伪R ²	0.020	0.014	0.012	0.024
观测数	46392	26940	43486	15679

注:括号内为t统计量;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著水平。

资料来源:根据2012年流动人口动态监测调查数据计算得到。

(四) 稳健性检验

囿于数据和变量等因素的限制,以上分析结果可能因为样本选择和反向因果问题而产生内生性偏误。一方面,居住状况不同的农民工可能存在系统性差异,即农民工的居住状况并非完全随机。年龄小、受教育程度低、工作时间短以及未婚的农民工更

可能集中居住；而流入时间短的农民工更可能居住在临时住所；相比之下，随着年龄增加尤其是一些已婚的农民工分散居住的可能性会更大，这就意味着对于农民工而言，居住状况很可能是自选择的结果。另一方面，居住状况会影响到农民工的主观幸福感，而反过来，某些农民工可能是认为某种居住模式或者住房类型更具“幸福效应”，才做出相应的居住选择，从而产生了互为因果关系。为了验证居住状况对农民工主观幸福感的影响作用是否具有一致和稳定的效果，本文运用倾向得分匹配方法（PSM）构造居住状况对农民工主观幸福感的反事实框架。

1. 倾向得分匹配法

本文利用 PSM 构造反事实框架来弱化居住状况不同的农民工可能存在的系统性差异。使用 PSM 需要对是否使用互联网的两组样本进行平衡性检验，目的是确保经过匹配后，两组样本除互联网使用存在差异外，其他解释变量不存在显著的系统性差异。

如表 6 所示，匹配前各项控制变量均存在显著性差异，多个变量标准化偏误比例高于 10%，匹配前后样本差异的 t 值均在 1% 的显著水平；在使用最小近邻（元数为 4）匹配方法后，所有变量的标准化偏误比例均低于 10%，且绝大多数变量匹配前后样本的 t 值在 10% 水平下不显著，只有是否具有高中以上学历匹配前后样本的 t 值在 10% 水平下显著，但匹配后的标准化偏误只有 2.3%。这一结果表明，使用 PSM 有效地降低了两组样本的标准化偏误，且总体上看匹配前后的两组样本不存在系统性差异，基本上达到了类似随机试验的效果。

表 6 平衡性检验结果

变量	匹配类型	集中居住	非集中居住	偏误比例	偏误降低比例	两组差异 t 值
收入	匹配前	8.176	8.271	-16.3		-17.61***
	匹配后	8.176	8.173	0.5	96.8	0.44
年龄	匹配前	31.771	33.791	-21.4		-23.96***
	匹配后	31.771	31.636	1.4	93.3	1.17
高中学历	匹配前	0.261	0.232	6.7		7.47***
	匹配后	0.261	0.251	2.3	65.9	1.85*
性别	匹配前	0.561	0.529	6.4		7.02***
	匹配后	0.561	0.552	1.8	72.3	1.46
婚姻状况	匹配前	1.681	1.821	-30.2		-35.5***
	匹配后	1.681	1.680	0.2	99.2	0.19

续表

变量	匹配类型	集中居住	非集中居住	偏误比例	偏误降低比例	两组差异 t 值
流入时间	匹配前	3.495	4.574	-24.2		-25.49***
	匹配后	3.495	3.499	-0.1	99.7	-0.07
流动范围	匹配前	1.432	1.605	-24.2		-25.86***
	匹配后	1.432	1.433	-0.1	99.8	-0.05

注：***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平。鉴于文章篇幅，该表只报告了集中居住与非集中居住进行 PSM 后的平衡性检验结果。

资料来源：根据 2012 年流动人口动态监测调查数据计算得到。

表 7 展示了不同匹配方法之下集中居住和临时住所居住对居民主观幸福感的影响。处理组的平均处理效应（ATT）显示，在消除了样本间可观测的系统性差异后，集中居住和临时住所居住对居民的主观幸福感均存在显著的负向影响，这与前文结果保持一致。

表 7 倾向得分匹配的结果

居住模式	匹配方法	处理组样本	对照组样本	ATT	标准差	t 值
集中居住	最小近邻(无放回)	13570	13277	-0.108	0.006	-16.95
	最小近邻(元数为 4)	13570	115236	-0.108	0.007	-14.56
	核匹配	13570	118908	-0.119	0.007	-18.01
	局部线性匹配	13570	118908	-0.107	0.009	-11.79
临时住所居住	最小近邻(无放回)	3691	3644	-0.081	0.012	-6.84
	最小近邻(元数为 4)	3691	115236	-0.083	0.014	-6.14
	核匹配	3691	128643	-0.119	0.012	-9.93
	局部线性匹配	3691	128806	-0.078	0.017	-4.66

资料来源：根据 2012 年流动人口动态监测调查数据计算得到。

2. 其他稳健性检验

本文还进行了一系列其他稳健性检验，包括替换解释变量（将核心解释变量调整为是否拥有住房产权）、调整模型（由有序 logit 模型调整为有序 probit 模型）和调整样本（只保留 20 ~ 50 岁的样本）进行重新回归，以进一步验证居住状况对农民工主观幸福感的影响。

首先，我们替换解释变量，将核心解释变量调整为是否具有住房产权，因为是否拥有住房产权与居住模式和住房类型有密切关系。拥有住房产权等价于农民工居住在自建

房或自购房当中，同时，拥有住房产权的农民工则一定是处于分散居住的模式。由表8可知，核心解释变量替换为住房产权后，结果显示拥有住房产权对农民工的主观幸福感在1%水平下存在显著正向影响，这与前文关于居住模式和住房类型的实证结果是一致的。

第二，我们调整模型和样本。如表8所示，模型调整和样本调整的实证结果显示，以分散居住为参照，集中居住与临时住所居住对农民工的主观幸福感有显著负向影响，与前文分析结果保持一致。不仅如此，各住房类型对农民工的主观幸福感的影响也与前文保持一致。

表8 其他稳健性检验

变量	替换解释变量	模型调整		样本调整	
		居住模式	住房类型	居住模式	住房类型
住房产权	0.613 *** (35.05)				
以分散居住为参照					
集中居住		-0.141 *** (-13.19)		-0.246 *** (-12.51)	
临时住所		-0.158 *** (-8.39)		-0.289 *** (-8.36)	
以租住单位房为参照					
租住私房			0.037 *** (2.70)		0.057 ** (2.26)
政府廉租房			0.038 (0.67)		0.053 (0.50)
单位免费房			-0.071 *** (-4.27)		-0.120 *** (-3.88)
借住房			0.173 *** (6.11)		0.289 *** (5.57)
就业场所			-0.024 (-1.17)		-0.045 (-1.22)
自购房			0.374 *** (22.33)		0.644 *** (21.02)
自建房			0.422 *** (16.39)		0.722 *** (14.92)
非正规场所			-0.101 ** (-2.56)		-0.200 *** (-2.81)

续表

变量	替换解释变量	模型调整		样本调整	
		居住模式	住房类型	居住模式	住房类型
常数	控制	控制	控制	控制	控制
其他解释变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份	控制	控制	控制	控制	控制
伪 R ²	0.035	0.031	0.035	0.031	0.034
观测数	132497	132497	132497	119700	119700

注：括号内为 t 统计量；***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平。

资料来源：根据 2012 年流动人口动态监测调查数据计算得到。

五 结论与启示

本文利用 2012 年流动人口动态监测调查数据，系统地考察了农民工的居住模式和住房类型对其主观幸福感的影响。研究表明，相比于临时住所，分散居住和集中居住对农民工的幸福感有显著正向影响，其中分散居住的农民工幸福感最为强烈。在分散居住的农民工中，居住在自建房、自购房以及借住房的农民工幸福感要更强，而居住在非正规场所的农民工主观幸福感最低。这些结论在加入其他控制变量和考虑地区异质性后依然成立。考虑到分析中潜在的内生性偏误，本文结合倾向匹配得分法构造反事实框架，并通过替换解释变量、调整模型和样本进行了一系列稳健性检验，所得结论依然与之前结论保持一致。分样本估计结果还显示，流动范围跨度大和流动时间长的农民工主观幸福感受居住状况的影响更为明显，同时，新生代农民工的主观幸福感受居住状况更为“敏感”。此外，居住模式对农民工主观幸福感的影响存在显著的区域差异，中部地区和北京/上海的农民工的主观幸福感受居住状况的影响更为明显。

对于农民工而言，进城落户最大的支出是住房，最大的困扰是购买住房，最大的政策准入障碍还是住房。结合城市商品房去库存政策和城镇保障房政策，政府应当着力推进以满足农民工为出发点的住房制度改革，推出满足农民工居住需求的制度安排，着力改善农民工居住状况、支持农民工进城安家落户，以提升农民工的主观福祉，真正让农民工共享城市发展的成果。鉴于此，我们提出以下建议：

首先，相关政府部门应当结合城市商品房去库存政策，着力降低农民工进城购房

门槛。一方面，要优化农民工购房的优惠减免措施，如提供货币化补贴、降低首付比例、增加中低位商品住房供应和减免相关税费等，同时应当为农民工提供首套房尤其是小户型住房和二手房的购房优惠。另一方面，要让农民工住房公积金政策真正落地，不仅要将在城镇稳定就业的农民工纳入住房公积金制度实施范围，同时应加快建立健全异地转移机制，并尝试通过“低门槛进入、分步实施、逐步到位”的办法让农民工逐步享受与城镇职工平等的待遇。

其次，应当进一步强化住房保障政策的顶层设计。当前城镇户籍住房困难群体的住房问题已经有所缓解，今后的政策重点应当向广大农民工倾斜。一方面，应当坚持政府在住房保障工作中的主导地位，强化中央政府的监督与问责，将为农民工提供住房保障纳入地方政府目标管理范畴。另一方面，坚持以兴建公共租赁住房为住房保障的核心政策，同时，调整以政府投资建设为导向的传统保障思路，变“补砖头”为“补人头”，重点转向以货币化租赁补贴为主的保障政策新机制，可整合现有保障房资金用于住房租金补贴和购房贷款贴息，把更多符合条件的农民工纳入公共租赁住房的保障范围。

再次，多管齐下，积极培育房屋租赁市场。可尝试整合若干住房租赁公司，对现有散租房进行整合，使住房租赁市场更加有序、稳定和高效。同时，要通过立法保护、市场监管、租金补贴、信贷支持和信用公示等手段，保护和引导长期稳定的租赁关系，对违法、违规和违约行为进行严厉惩罚并予以信用公示曝光。在租房合同方面，则要为相对弱勢的租客设置更多的保护性条款，使他们有一个相对稳定的居住期限和生活预期。

最后，改善农民工居住状况要重点关注新生代农民工及长期居留的“沉淀型”农民工，同时重视跨区域流动尤其是跨省流动的农民工。其一，新生代农民工有着比其父辈更强烈和更执着的“城市梦”，外出务工的动机不再是单一基于“生存理性”，他们对城市有着更强的认同感，对居住状况也更为“敏感”。同时，新生代农民工也是市民化的主体部分，因此，在改善农民工居住状况和提升其主观福祉的过程中应当给予新生代农民工更多的政策倾斜和支持。其二，“沉淀型”农民工往往是有志于在当地落户定居的关键群体，且通常为当地经济发展做出了诸多贡献。因此，在制定住房保障政策以及培育租赁房屋市场的过程中，要格外偏重流入时间较长的“沉淀型”农民工。其三，跨区域流动的农民工往往是融入流入地的“弱势群体”，在制定住房保障政策以及培育租赁房屋市场过程中，同样要侧重跨区域流动的农民工。

参考文献:

- 陈刚、李树 (2012), 《政府如何能够让人幸福? ——政府质量影响居民幸福感的实证研究》, 《管理世界》第8期, 第55-67页。
- 陈前恒、胡林元、朱祎 (2014), 《机会不平等认知与农村进城务工人员的幸福感》, 《财贸研究》第6期, 第45-52页。
- 陈前恒、林海、吕之望 (2014), 《村庄民主能够增加幸福吗? ——基于中国中西部120个贫困村庄1800个农户的调查》, 《经济学(季刊)》第13卷第2期, 第723-744页。
- 何立新、潘春阳 (2011), 《破解中国的“Easterlin悖论”: 收入差距、机会不均与居民幸福感》, 《管理世界》第8期, 第11-22页。
- 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, 第54-73页。
- 胡洪曙、鲁元平 (2012), 《公共支出与农民主观幸福感——基于CGSS数据的实证分析》, 《财贸经济》第10期, 第23-33页。
- 黄嘉文 (2015), 《流动人口主观幸福感及其代际差异》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第122-133页。
- 黄永明、何凌云 (2013), 《城市化、环境污染与居民主观幸福感——来自中国的经验证据》, 《中国软科学》第12期, 第82-93页。
- 李涛、史宇鹏、陈斌开 (2011), 《住房与幸福: 幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题》, 《经济研究》第9期, 第69-82页。
- 林江、周少君、魏万青 (2012), 《城市房价、住房产权与主观幸福感》, 《财贸经济》第5期, 第114-120页。
- 刘靖、毛学峰、熊艳艳 (2013), 《农民工的权益与幸福感——基于微观数据的实证分析》, 《中国农村经济》第8期, 第65-77页。
- 鲁元平、杨灿明 (2013), 《财政分权、地方政府支出偏好与居民幸福感——基于分税制后的中国经验证据》, 《中南财经政法大学学报》第4期, 第3-12页。
- 陆铭、蒋仕卿、佐藤宏 (2014), 《公平与幸福》, 《劳动经济研究》第2卷第1期, 第26-48页。
- 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, 第79-91页。

- 倪志良、贾占标、解萧语 (2016), 《相对剥夺、非农就业与农民幸福感》, 《山西财经大学学报》第 12 期, 第 64 - 74 页。
- 阮荣平、郑风田、刘力 (2011), 《宗教信仰、宗教参与与主观福利：信教会幸福吗?》, 《中国农村观察》第 2 期, 第 74 - 86 页。
- 孙伟增、郑思齐 (2013), 《住房与幸福感：从住房价值、产权类型和入市时间视角的分析》, 《经济问题探索》第 3 期, 第 1 - 9 页。
- 王毅杰、丁百仁 (2014), 《城市化进程中的农民工幸福感——一项探索性研究》, 《社会发展研究》第 2 期, 第 92 - 113 页。
- 阳义南、章上峰 (2016), 《收入不公平感、社会保险与中国国民幸福》, 《金融研究》第 8 期, 第 34 - 50 页。
- 张翔、李伦一、柴程森、马双 (2015), 《住房增加幸福：是投资属性还是居住属性?》, 《金融研究》第 10 期, 第 17 - 31 页。
- Alesina, Alberto, Rafael Di Tella & Robert MacCulloch (2004). Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different? *Journal of Public Economics*, 88, 2009 - 2042.
- Blanchflower, David & Andrew Oswald (2001). Well-Being Over Time in Britain and the USA. *Journal of Public Economics*, 88(7 - 8), 1359 - 1386.
- Brown, Philip & Brian Tierney (2009). Religion and Subjective Well-Being among the Elderly in China. *The Journal of Socio-Economics*, 38(2), 310 - 319.
- Bucchianeri, Grace Wong (2009). The American Dream? The Private and External Benefits of Homeownership. *Working Paper, Wharton School of Business*, pp. 1 - 24.
- Case, Karl & John Quigley (2008). How Housing Booms Unwind: Income Effects, Wealth Effects, and Feedbacks through Financial Markets. *European Journal of Housing Policy*, 8(2), 161 - 180.
- Clark, Andrew & Andrew Oswald (1994). Unhappiness and Unemployment. *The Economic Journal*, 104(424), 648 - 659.
- Davies, James, Susanna Sandström, Anthony Shorrocks & Edward Wolff (2011). The Level and Distribution of Global Household Wealth. *The Economic Journal*, 121(551), 223 - 254.
- Dietz, Robert & Donald Haurin (2003). The Social and Private Micro-Level Consequences of Homeownership. *Journal of Urban Economics*, 54(3), 401 - 450.
- Dolan, Paul, Tessa Peasgood & Mathew White (2008). Do We Really Know What Makes Us Happy? A Review of the Economic Literature on the Factors Associated with Subjective

- Well-Being. *Journal of Economic Psychology*, 29(1), 94 – 122.
- Easterlin, Richard (1974). Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence. In Paul David & Melvin Reder (eds.), *Nations and Households in Economic Growth*. New York: Academic Press, pp. 89 – 125.
- Ferreira, Susana & Mirko Moro (2010). On the Use of Subjective Well-Being Data for Environmental Valuation. *Environmental and Resource Economics*, 46(3), 249 – 273.
- Ferrer-i-Carbonell, Ada (2005). Income and Well-Being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect. *Journal of Public Economics*, 89, 997 – 1019.
- Frey, Bruno & Alois Stutzer (2000). Happiness, Economy and Institutions. *The Economic Journal*, 110(466), 918 – 938.
- Haurin, Donald, Toby Parcel & Jean Haurin (2002). Does Homeownership Affect Child Outcomes? *Real Estate Economics*, 30(4), 635 – 666.
- Helliwell, John (2003). How's Life? Combining Individual and National Variables to Explain Subjective Well-Being. *Economic Modelling*, 20(2), 331 – 360.
- Kingston, Paul & John Fries (1994). Having a Stake in the System: The Sociopolitical Ramifications of Business and Home Ownership. *Social Science Quarterly*, 75(3), 679 – 686.
- Knight, John, Lina Song & Ramani Gunatilaka (2009). Subjective Well-Being and Its Determinants in Rural China. *China Economic Review*, 20(4), 635 – 649.
- MacKerron, George & Susana Mourato (2009). Life Satisfaction and Air Quality in London. *Ecological Economics*, 68(5), 1441 – 1453.
- Muellbauer, John & Anthony Murphy (2008). Housing Markets and the Economy: the Assessment. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 1 – 33.
- Nettleton, Sarah & Roger Burrows (1998). Mortgage Debt, Insecure Home Ownership and Health: An Exploratory Analysis. *Sociology of Health & Illness*, 20(5), 731 – 753.
- Oswald, Andrew (1997). Happiness and Economic Performance. *The Economic Journal*, 107(445), 1815 – 1831.
- Tella, Rafael Di, Robert MacCulloch & Andrew Oswald (2001). Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness. *The American Economic Review*, 91(1), 335 – 341.
- Tella, Rafael Di, Robert MacCulloch & Andrew Oswald (2003). The Macroeconomics of Happiness. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 809 – 827.

The Living Conditions and Subjective Well-being of Migrant Workers in Chinese Cities: An Empirical Study Based on Dynamic Monitoring Data of the Floating Population

Zhu Zhongkun¹ & Leng Chenxin²

(School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China¹;
College of Economics and Management, China Agricultural University²)

Abstract: This paper uses the dynamic monitoring data of the floating population of the year of 2012 to investigate the influence of accommodation pattern and housing type on the subjective well-being of rural migrant workers. This study finds that compared with temporary residence, both scattered and concentrated residence have an obvious positive impact on the feeling of happiness of migrant workers, particularly for those who live in scattered places. Furthermore, the feeling of happiness of migrant workers who live in self-building and purchased accommodation is the strongest, while the subjective well-being of those living in informal places is the lowest. After adding other control variables and considering regional heterogeneity, the conclusion is still consistent. Considering the potential endogeneity bias in empirical studies, this paper constructs a counterfactual framework by combining the propensity score matching method, and carries out a series of robustness tests by replacing explanatory variables and adjusting models and samples. The conclusion is still consistent with the above finding. The sample estimation result also shows that the subjective well-being of those with large migration span and long flow time is more subjective to living conditions. At the same time, the subjective well-being of the new generation of migrants is more sensitive to living conditions. In addition, the impact of accommodation on individuals' subjective well-being varies across regions. The subjective well-being of those who live in central China, Beijing and Shanghai is more likely to be influenced by their living conditions.

Keywords: living pattern, housing type, subjective well-being, counterfactual framework

JEL Classification: I31, R21, D60

(责任编辑：王永洁)