

城市蔓延对居民福利的影响^{*}

——对城市空间异质性的考察

孙三百 万广华

内容提要:本文基于阿马蒂亚·森的可行能力理论,测算了居民福利及其不均等程度,并且检验了城市蔓延对居民福利影响的空间异质性。研究发现:就居民平均福利水平而言,农村地区显著高于老城区和城郊,而老城区和城郊之间的平均福利水平并无显著差异;就福利差异而言,城市三类空间中不均等程度最高的是城郊,老城区次之,农村最低。进一步运用工具变量估计居民福利模型,发现城市蔓延与居民福利的关系在农村和老城区呈U型,在城郊则为“倒U”型。因此,城市蔓延对三类空间居民福利的影响,更多情况下体现为使城郊和非城郊居民之间的福利此消彼长。

关键词:可行能力 城市蔓延 空间异质性 福利

一、引言

关于城市蔓延,不同领域的学者有不同的理解,进而出现多种定义。一般地说,城市蔓延表现为城市土地的扩张(Kolankiewicz & Beck, 2001)或者土地相对于人口的扩张(Fulton et al, 2001)。孙萍等(2011)认为,城市蔓延主要是指城市在快速发展过程中其边界无序向外扩张,以占用农业用地和开敞空间为代价,对土地资源进行低密度开发的土地使用模式。在本文中,城市蔓延定义为城市空间增长率大于人口增长率的现象(洪世键等, 2016)。根据这一定义,城市人口密度的变化可以反映城市蔓延情况。依据人口普查数据,我国绝大多数城市2010年市辖区人口密度低于2000年,所以说城市蔓延已经在我国不少城市出现(王家庭、张俊韬, 2010),包括北京(李倩等, 2012)。周其仁(2015)也认为中国城市的人口密度太低。

城市蔓延对居民生活产生深远影响。比如,来自美国的研究指出,城市布局太过分散导致住得较远的市民“够不着”就业岗位,住宅区隔离程度(不同社会阶层分开住)和穷人向上跃升的能力之间,存在显著的负相关。^①据此,诺贝尔经济学奖得主保罗·克鲁格曼(2013)将亚特兰大称为“蔓延之王”,因为穷人和富人之间什么都相距甚远。这样的城市,公交系统几乎不可能运行有效,其结果是穷人往往被困在一个地方,即便城市中某些地方有就业机会也无法去那里上班。^②由此可见,城市蔓延影响不同居住空间内居民获取住房、就业的机会(Farber & Li, 2013; Zhao & Kaestner, 2010; 柴志贤、孙玲, 2012),进而影响居民福利水平。而城市蔓延究竟是提升还是降低城乡居民福利水平,成为亟待研究的命题之一。因为增进人民福祉已经成为我国经济社会发展的重要目标。2015年11月23日,习近平总书记在中央政治局第二十八次集体学习时说:“要坚持把增进人民福祉、促进人的全面发展、朝着共同富裕方向稳步前进作为经济发展的出发点和落脚点,部署经济工作、制定经济政

^{*} 孙三百,中国社会科学院经济研究所、北京师范大学理论经济学博士后流动站,邮政编码:100836,电子邮箱:sunsb@cass.org.cn;万广华,云南财经大学印度洋地区研究中心,邮政编码:650032,电子邮箱:guanghuawan@yahoo.com。感谢国家自然科学基金重点项目(71133004)、国家自然科学基金青年项目(71503262)、中国社会科学院经济研究所智库创新课题“居住隔离与福利不平等”的资助。感谢审稿人建设性的修改建议,文责自负。

策、推动经济发展都要牢牢坚持这个根本立场。”^③

然而,国内外现有文献仅孤立地关注城市蔓延对福利某一方面的影响,既没有探讨其与居民总体福利的关系,更没有分析其对不同居民福利的影响。鉴于此,本文将度量中国居民的福利水平及其不均等,还将分析快速城市化背景下城市蔓延与居民福利的关系。本文的贡献主要体现在:第一,基于阿马蒂亚·森的可行能力,运用模糊评价方法测量居民福利水平及其不均等程度,并度量城市三类空间(老城区、城郊和农村)中居民福利水平及其不均等程度的差异;第二,运用工具变量法估算城市蔓延对居民福利水平的影响,并论证城市居民居住空间分离在这一关联中的作用。

二、文献评述

与本文相关的主要文献可以分为两类:一是城市蔓延对居民生活所产生的影响;二是居民福利的决定因素。

就城市蔓延对居民生活的影响而言,现有文献探讨了城市蔓延的成本和益处,如城市蔓延对住房、空气污染、社会互动、肥胖等的影响。Burchell et al(2002)总结了城市蔓延的五个不良影响:无节制的土地消耗、市政基础设施投入的增加、居高不下的行车里程数、不良的土地利用形态、就业岗位和人口空间分布的不匹配以及由此带来的社会问题。

Kahn & Schwartz(2008)指出,居住在加州郊区的高收入者的私家车导致空气污染,而技术进步可以在一定程度上抵消这种影响。柴志贤、孙玲(2012)发现城市密度(反映蔓延)、人均GDP分别与城市人均碳排放量表现为U型与“倒U”型长期均衡关系,但短期内对人均碳排放的影响不甚显著。Gaigné et al(2012)研究了紧凑型城市与环境之间的关联,并探讨了治理城市蔓延的环境效益。秦蒙等(2016)认为,城市蔓延会提高当地PM_{2.5}浓度。李强、高楠(2016)发现,城市蔓延提高了能源利用效率,同时减轻了城市环境污染。

Eid et al(2008)的研究发现,没有证据证实城市蔓延导致肥胖,此前发现的二者正相关可能是由于没有控制这样一个事实,即那些肥胖者常常居住在蔓延程度更高的社区。Zhao & Kaestner(2010)运用工具变量法估计了美国1970—2000年城市密度(城市蔓延)对肥胖(BMI指标过高)的影响,发现城市人口密度与肥胖负相关。这意味着,如果过去30年大都市人口密度没有降低,则肥胖率可以减少13%。Ewing et al(2014)分析了城市蔓延与身体活动、肥胖和发病率的关系,发现紧凑型城市和郊区在控制肥胖和慢性疾病方面具有一定的优势。

此外,Deal & Schunk(2004)运用空间动态模型分析蔓延的成本。Patacchini et al(2009)研究了欧洲城市蔓延。Brueckner & Largey(2008)运用工具变量法,得到了与以往研究(如Putnam,2000)不一致的结论,即居住密度与社会互动存在负相关关系,而非正相关。Farber & Li(2013)运用社会互动潜力(Social Interaction Potential)指标研究了城市空间结构(蔓延与否)与居民参与面对面交流机会之间的关系,发现大都市分散化、碎片化和长时间通勤阻碍了社会互动。

当然,城市蔓延也可能带来正面影响,包括(至少是暂时的)减缓郊区的交通堵塞、为边缘区提供了更多低廉的住房等(Burchell et al,2002)。Kahn(2001)研究了城市蔓延与住房之间的关系,发现黑人在蔓延区域比非蔓延区域更有可能获取住房。Dawkins(2009)指出,在美国地方政府分割(local government fragmentation)以及城市边界增加的地区,租房者往往更快地首次成为住房拥有者,并且这种影响在低收入群体中更大。

目前尚未发现有文献直接考察城市蔓延与居民福利的关系。但是,城市蔓延与城市化密切相关,而一些研究考察了城市化与居民福利的关系,如城市化进程中人口迁移、户籍歧视等对居民福利(收入)的影响。

首先,由于收入是度量福利的重要指标,国内外学者对城市化(迁移)影响收入和收入差距关注较多。如Harris & Tordaro(1970)认为移民不会导致城乡地区工资的平衡,由于政府政策、行业工会组织行为的作用,城市正式部门保持较高的工资水平。Barro & Sala-i-Martin(1991,1995)发现,美

国劳动力从贫困地区流动到富裕地区,加速美国地区收入的收敛,以至于美国收入收敛速度与其他国家一样。万广华(2013)指出,收入不平等与国家所处的经济发展阶段(如城市化进程、经济发展水平等)密切相关,如城镇化在初期导致整体不均等上升,但后期会带来收入分配的改善。

其次,学者就迁移对居民福利的影响进行了探讨。在一些地方,外来人口在福利获取方面遭受歧视(曹信邦,2008;杨桂宏、胡建国,2006),而且农民工的福利待遇相对不高(王海宁、陈媛媛,2010)。程名望等(2012)研究了迁移者对原居民公共服务的影响,发现农民工仅占用了有限的部分城市公共资源或公共服务。王海宁、陈媛媛(2010)发现本地市民、外来市民和农民工在雇佣待遇(医疗保险、养老保险、失业保险、公共假期和周末假期)获得上存在“梯度”差异,农民工和外来市民均遭到歧视。此外,高进云等(2007)发现,农地流转为城市用地降低了失地农户总体福利水平。叶静怡、王琼(2014)认为,防护性保障和社会资本的边际改善对进城务工人员总福利水平上升的影响最大。袁方等(2016)发现,居住证制度显著改善了农民工的总福利水平。方福前、吕文慧(2009)认为,我国城镇居民的福利水平与住房、休闲、人际关系、健康和工作满意度的关系显著。

总体而言,现有相关文献仅孤立地探讨城市蔓延对住房、健康等某一方面的影响,没有实证分析城市蔓延与总体福利之间的关系。而在运用整合法^④对福利进行研究的文献(如高进云等,2007;江求川,2015;袁方等,2016)中,也未能考虑城市蔓延对居民福利的影响,仅考察土地流转、居住证制度等对居民福利的影响。因此,关于城市蔓延与总体福利的研究十分匮乏。

三、测度方法与数据

本文旨在运用微观调查数据从可行能力视角度量居民福利,进而估算城市蔓延对居民福利的影响,同时通过居民居住空间的划分论证城市蔓延对福利空间分布的影响。显然,我们首先需要度量居民福利和城市蔓延。

(一)福利的度量

阿马蒂亚·森认为福利是一个较广泛和在一定程度上较模糊的概念(黎洁、妥宏武,2013)。1965年,美国数控专家 L. A. Zadeh 创立的模糊数学为解决福利无法精确界定问题提供了一种可行方法(袁方、史清华,2013)。本文运用模糊综合评价法^⑤构建居民福利指数。

模糊综合评价法将居民福利设为模糊集 X ,子集 W 属于 X 并表示居民的福利指数, $W \rightarrow [0, 1]$,则第 n 个居民的福利指数为: $W^{(n)} = \{x, \mu(x)\} = \{w_1, w_2, w_3, \dots, w_i\}$ 。其中, $x \in X$, $\mu(x)$ 是 X 的隶属度, $\mu(x) \in [0, 1]$ 。隶属度越高,居民福利状况越好。将 x_i 设为由初级指标 x_{ij} 决定的居民福利的第 i 个功能集,那么居民福利的初级指标为: $x = [x_{11}, \dots, x_{ij}]$ 。其中 $i = 1, 2, \dots, I$, I 表示衡量居民福利的 I 个功能, $j = 1, 2, \dots, J$, J 表示在第 i 个功能中初级指标的个数。这里,确定准确合适的隶属函数 $\mu(x)$ 是关键,不同的指标数据类型决定不同的隶属函数(具体函数形式见袁方、史清华,2013)。接下来,需要对各个指标的权重进行设定。这里需要三个基本假定:一是选定的指标 x_{ij} 彼此不相关;二是指标 x_{ij} 单调变化时,福利状况也随之单调变化;三是随着评价指标的隶属函数值的增加,该指标对应的权重边际递减,即该指标值对总体福利状况的重要程度逐渐减弱(黎洁、妥宏武,2012)。本文参照 Cheli & Lemmi(1995)所提出的公式,各指标的权重 w_{ij} 定义为:

$$w_{ij} = \ln \left[\frac{1}{\overline{\mu(x_{ij})}} \right] \quad (1)$$

其中 $\overline{\mu(x_{ij})}$ 反映第 n 个居民第 i 个功能子集中第 j 项指标的均值:

$$\overline{\mu(x_{ij})} = \frac{1}{n} \sum_{n=1}^n \mu(x_{ij})^n \quad (2)$$

此公式根据隶属度大小确定权重,隶属度较小的指标获得较大的权重(袁方、史清华,2013)。进一步地,依据 Cerioli & Zani(1990)和 Be'Renger & Verdier-Chouchane(2007)等的相关研究,对单个

居民各功能初级指标的隶属度进行加总得到各功能的隶属度:

$$\mu(x_i) = \frac{\sum_{j=1}^k [\mu_w(x_{ij}) \cdot \omega_{ij}]}{\sum_{j=1}^k \omega_{ij}} \quad (3)$$

其中, k 表示功能性活动 i 具有 k 个初级指标。依据各功能的隶属度计算各功能的权重 $\omega_i = Ln \left[\frac{1}{\mu(x_i)} \right]$, 进而单个居民福利 W 的加总公式为:

$$W = \frac{\sum_{i=1}^I [\mu(x_i) \cdot \omega_i]}{\sum_{i=1}^I \omega_i} \quad (4)$$

关于福利的构成,阿马蒂亚·森(2002)从可行能力角度考察了五个方面的内容,即政治参与、经济条件、社会机会、透明性保证和防护性保障。Nussbaum(2003)提出了完整的可行能力清单,包括寿命、身体健康、身体完整性、自由思维、情感、实践理性、社会关系、与自然共存、娱乐、生活大环境(政治参与、财产保护、公平就业等)10个功能。Stiglitz et al(2010)指出幸福是多维的,并且指出几个关键维度:物质生活水平(收入、消费和财富)、健康、教育、包括工作在内的个人活动、政治发言权与治理、社会联系与关系、环境(当前和未来状况)、经济和人身安全。这些维度与森的可行能力较为相似。

在实际运用中,福利评价的实质就是对功能性活动的测量(袁方、史清华,2013),因为能力往往不能直接观察到(高进云等,2007)。但如何选取相关功能,经济学界尚未形成共识(袁方、史清华,2013)。发达国家研究个人福利选取的功能性活动主要包括居住条件、健康状况、教育和知识、社交、心理状况,以及劳动力市场状态和家庭经济资源(Martinetti,2000)。这些功能性活动对原居民和新移民而言存在较大的差异,进而使不同类型居民的福利指数有所不同。

本文依据已有相关研究(Martinetti,2000;高进云等,2007;袁方、史清华,2013)和数据可获取性,所选福利的测量指标尽可能全面地反映各类功能性活动,这些指标可以划分为八类:

(1)政治参与,用是否参与基层政治选举来反映(上次参与居(村)委会投票=1,否=0)。阿马蒂亚·森(2002)和 Nussbaum(2003)都提及政治选举的重要性,而基层选举是微观数据中可获取且最直接反映政治参与的指标。

(2)社会机会,采用主观机会公平感指标(即“在我们这个社会,工人和农民的后代与其他人的后代一样,有同样多的机会成为有钱、有地位的人”,同意=1,不同意=0)和是否拥有当地户口反映。森认为社会机会是在教育、医疗保健和其他方面所实行的制度安排,机会公平意味着对个体不存在制度性歧视,而户口则是一种歧视性制度安排,拥有当地户籍者更容易获取当地的公共服务(如教育、医疗等),进而提升个人福利。郑思齐等(2012)基于北京市居民抽样调查的研究表明,户籍制度限制了移民获得当地公共服务的机会。袁方、史清华(2013)认为,社会机会、户籍制度的不合理和严重的政策歧视损害农民工的福利。

(3)经济条件,包括个人年收入(万元)、家庭总收入(万元)、家庭人均年收入(万元)和主观家庭经济地位。本文所选取的四类经济条件的衡量指标存在一定差异:个人年收入反映个体自身的收入水平;家庭总收入反映家庭总体的收入大小(规模),个人年收入高未必家庭总收入高;家庭人均年收入反映家庭的收入水平,家庭收入总量规模大未必平均收入水平就高;主观家庭经济地位则作为客观收入指标的一个补充。个人福利会受到不同收入指标的影响,因而这些指标都是获取福利的重要保障。

(4)生活状况,包括家庭现有人均住房面积(平方米)和住房产权、媒体指数(依据互联网、电视、报纸等使用频率构建的综合指数,即各类媒体使用频率的均值)、是否拥有小汽车(拥有小汽车=1,

反之为0)。Be'Renger & Verdier-Chouchane(2007)认为,生活状况是基于商品或服务的功能性活动组合,体现了人类选择的自由,是衡量福利水平的主要指标。以上变量在 Martinetti(2000)和 Nussbaum(2003)中都有提及。

(5)精神感受,包括主观幸福感(很不幸福=1,比较不幸福=2,居于幸福与不幸福之间=3,比较幸福=4,完全幸福=5)和公平感(社会不公平=1,不太公平=2,一般=3,比较公平=4,公平=5)。精神的幸福愉悦感是福利的重要组成部分(Nussbaum,2003;袁方、史清华,2013)。

(6)健康状况,包括自评健康状况(很不健康=1,比较不健康=2,一般=3,比较健康=4,很健康=5)、BMI(身体质量指数)离差,用BMI与22的离差的绝对值来衡量。身体健康是研究福利的重要指标(Martinetti,2000),其与可行能力和幸福相关(Nussbaum,2003;Stiglitz et al,2010),进而对居民福利产生影响。

(7)社会保障,包括是否拥有医疗、养老保险。阿马蒂亚·森(2002)认为,防护性保障是为弱势群体提供扶持的社会安全网,医疗保险和养老保险是避免居民遭受深重痛苦的制度安排。

(8)居住环境,包括空气污染、水污染、噪音污染、工业垃圾污染、生活垃圾污染情况(很严重=1,比较严重=2,不太严重=3,不严重=4,一般=5,没关心/说不清=6,没有该问题=7)。Nussbaum(2003)认为与自然共存是一项重要的可行能力,高进云(2007)将环境污染作为一项功能性活动进行分析,可见环境与居民福利高度相关。

本文采用的微观数据来自2013年的中国综合社会调查(CGSS)。^⑦在处理数据时,剔除了在校学生并只保留处于劳动年龄(16~60岁)的样本,也剔除了异常值,如个人收入大于家庭收入者、个人收入小于职业内收入者。同时,由于信息缺失(如少数城市无法获取计算城市蔓延指数的数据)也损失了一些样本。具体而言,2013年CGSS数据包含11438个样本,其中农村样本4416个,本文限定男性60岁以下,女性55岁以下,因而剔除了3500多个样本,占全部样本的30.1%,其中具备计算福利指数相关信息的样本为5460个,由于一些回归控制变量缺失以及少数城市计算蔓延指数的基础数据缺失,最终使用样本数为3683个。

(二)城市蔓延的度量

目前尚没有一个公认的最优方法度量城市蔓延,不同研究采用不同的方法,比如使用单一指标的城市化用地增量(Kolankiewicz & Beck,2001)、人口密度(Fulton et al,2001)、就业离心化程度(Glaeser et al,2001;Glaeser & Kahn,2001)。也有研究使用多维指标,如Tsai(2005)。此外,一些学者利用夜间灯光数据研究城市蔓延,但该数据往往滞后,而且受到天气气候和图像分辨率影响,通常需要进行修正和灯光亮度阈值的人为选取(毛卫华等,2015;秦蒙等,2015)。

不难理解,并非所有的城市土地增长都是不合理的,当人口增长时城市面积应当有一个合理的增长,因此在度量城市蔓延时有必要同时考虑城市人口增长和建成区面积的扩张(洪世键、张京祥,2013)。实际上,大部分现有文献也是基于人口和土地指标来度量城市蔓延的。本文将使用洪世键、张京祥(2013)的方法度量城市蔓延:

$$SI_i = 1 - \frac{\Delta P_i}{P_{i0}} \bigg/ \frac{\Delta A_i}{A_{i0}} \quad (5)$$

其中,下标*i*代表城市,*SI*为城市蔓延指数,基期建成区面积为 A_{i0} ,基期人口为 P_{i0} , ΔA_i 为建成区面积变化值, ΔP_i 为人口变化值。当城市人口增长率小于建成区面积增长率, $1 > SI > 0$,此时取值越大城市蔓延程度越严重;当城市人口增长率等于建成区面积增长率,则 $SI = 0$,此时城市没有出现蔓延;当城市人口增长率大于建成区面积增长率,则 $SI < 0$,此时为紧凑型城市发展模式。当然,还有人口增长率小于0而建成区面积增长率大于0或者建成区面积增长率小于0而人口增长率大于0的情况,此时 $SI > 1$ 。如果人口增长率和建成区面积增长率都小于0,此时 $SI < 1$ 。按照现有关于城市收缩的研究(刘合林,2016),后两种情况均意味着城市收缩,其中第二种情形在我国较为罕见。

此外,我们借鉴 Fallah et al(2011)的做法,对(5)式中人口与土地面积引入全国平均水平进行修正:

$$SI_i = 1 - \frac{\frac{\Delta P_i}{P_0}}{\frac{\Delta A_i}{A_0}} \quad (6)$$

其中, ΔP 为全国人口变化值, P_0 为基期全国人口, ΔA 为全国城市建成区面积变化值, A_0 为基期全国城市建成区面积。洪世键等(2016)依据(6)式, 将城市空间增长率快于人口增长率, 或者城市空间增长而人口减少这两种情况界定为城市蔓延, 当人口增长快于空间增长或者空间不增长时, 则不存在城市蔓延, 这时蔓延指数取值为 0。

城市蔓延测算数据来自相应年份的区域经济统计年鉴、城市年鉴和人口普查数据。基期人口和建成区面积分别来自 2000 年的人口普查数据和 2000 年《城市统计年鉴》。由于年鉴中通常没有统计流动人口, 而 2014 年区域统计年鉴仅提供了各省和城市全部常住人口数据, 没有城市市辖区常住人口数据, 因此我们基于 2010 年和 2000 年的人口普查数据, 按照这 10 年间常住人口城市化率估算 2013 年城市地区常住人口。

四、实证分析与结果

(一) 初步数据分析

1. 功能性指标及福利度量。表 1 显示, 福利水平和绝大多数初级指标在城市地区(包括老城区和城郊)和农村地区之间存在较大差异。从基层选举来看, 农村参与度高于城市。农村居民的机会公平感和社会公平感也高于城市。以户籍衡量的机会公平统计表明, 城市低于农村, 因为城市拥有远多于农村的外来人口。尽管农村居民福利的平均水平高于城市, 但农村人均年收入、家庭年收入、家庭人均年收入和主观家庭经济地位都显著低于城市。^⑤

表 1 福利度量指标基本统计量

变量	农村地区样本(样本量=1856)				城市地区样本(样本量=1827)				T 值
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值	
福利	0.3	0.08	0.09	0.66	0.27	0.08	0.07	0.57	10.70
基层选举	0.54	0.5	0	1	0.29	0.46	0	1	15.69
机会公平	0.81	0.39	0	1	0.72	0.45	0	1	6.587
本地户籍	0.95	0.21	0	1	0.83	0.38	0	1	12.18
年收入	1.8	3.22	0	100	3.9	4.51	0	80	-16.25
家庭收入	4.27	4.79	0.1	120	8.15	8.68	0.2	200	-16.86
人均收入	1.44	1.72	0.04	25	3.04	3.41	0.05	40	-17.95
经济地位	2.66	0.64	1	5	2.77	0.65	1	5	-5.012
人均面积	51.26	43.36	1.5	500	31.94	24.57	2.6	467.3	16.60
住房产权	0.91	0.29	0	1	0.75	0.43	0	1	12.80
媒体指数	2.1	0.61	1	4.83	2.74	0.67	1	5	-30.52
小汽车	0.13	0.33	0	1	0.3	0.46	0	1	-12.89
医疗保险	0.94	0.24	0	1	0.89	0.31	0	1	5.162
养老保险	0.67	0.47	0	1	0.76	0.43	0	1	-5.747
幸福感	3.74	0.84	1	5	3.77	0.79	1	5	-0.972
公平感	3.07	1.03	1	5	2.8	1.02	1	5	7.998
自评健康	3.88	1.05	1	5	4.12	0.84	1	5	-7.507
BMI 离差	2.49	2.13	0.01	18.4	2.48	2.03	0.02	11.62	0.113
空气污染	3.87	1.91	1	7	2.69	1.54	1	7	20.05
水污染	3.75	1.93	1	7	2.96	1.55	1	7	13.30
噪音污染	4.21	1.94	1	7	3	1.54	1	7	19.66
生活污染	3.68	1.76	1	7	3.05	1.58	1	7	10.87
工业污染	4.66	2.05	1	7	3.42	1.82	1	7	17.65

不难理解,农村居民接触各类媒体的频率显著低于城市,而且农村居民拥有小汽车也较少。有趣的是,农村居民医疗保险水平高于城市,这在很大程度上可能与我国城乡医疗保险制度不统一有关,但是农村养老保险水平显著低于城市。关于自评健康状况,农村低于城市。在居住环境方面,农村的空气、水、噪音、生活污染程度都低于城市(取值越大则居住环境越好)。最后,幸福感和 BMI 离差度量的身体状况在两类居民中并无显著差异。

我们进一步对不同类型居民的福利进行了比较^⑨,当比较城郊和非城郊居民之间的差异时,发现城郊居民福利水平显著低于非城郊居民福利水平,而且初级指标在城郊和非城郊居民之间差异的 T 检验与城乡居民之间的差异的 T 检验基本一致。总体而言,城市地区居民的优势主要体现在经济和生活方式等方面,而农村地区居民则在机会、精神状态和环境等方面具有优势。当比较老城区、城郊和农村地区居民福利差异时,发现农村平均福利最高,而城郊居民和老城区居民福利差异在统计上并不显著。

表 2 给出了各功能性活动及福利初级指标的隶属度和权重,其中社会机会、社会保障和健康状况的隶属度较高,而经济条件和生活状况的隶属度较低。与之相反,社会机会、社会保障和健康状况的权重较低,而经济条件和生活状况的权重较高。

表 2 功能性活动及初级指标的隶属度和权重

功能性活动	隶属度	权重	功能性活动	隶属度	权重
(1)政治参与	0.418	0.831	(5)社会保障	0.756	0.297
基层选举	0.418	0.831	医疗保险	0.916	0.0909
(2)社会机会	0.801	0.233	养老保险	0.715	0.357
机会公平	0.764	0.285	(6)精神状况	0.553	0.595
本地户籍	0.892	0.116	幸福感	0.689	0.372
(3)经济条件	0.0574	2.85	公平感	0.485	0.731
个人年收入	0.0284	3.562	(7)健康状况	0.788	0.251
家庭总收入	0.0308	3.461	自评健康	0.75	0.307
家庭人均收入	0.0247	3.658	BMI 离差	0.892	0.114
经济地位	0.431	0.845	(8)居住环境	0.464	0.728
(4)生活状况	0.198	1.658	空气污染	0.413	0.828
人均面积	0.0806	2.553	水污染	0.431	0.789
住房产权	0.831	0.183	噪音污染	0.501	0.658
媒体指数	0.354	1.06	工业污染	0.444	0.789
小汽车	0.211	1.641	生活污染	0.584	0.512

2. 福利不平等程度。现有研究发现,城市蔓延影响居住隔离,而居住隔离程度差异会影响居民福利不平等。考虑到准确衡量城市的居住隔离存在数据获取上的难度,而现有研究发现城市三类空间(老城区、城郊、农村)的居住隔离状态存在差异,相对于老城区与农村,城郊的居住隔离问题日益突出。目前,我国大城市在保障房建设中普遍存在选址偏远、集中连片和配套设施滞后等特点,最终成为居住隔离现象的催化剂(赵聚军,2014)。居住隔离带来的是社会分层的恶化。不同居住区居民在空间上分离,生活环境、基础设施逐渐差异化,进而导致社会福利差异。我国都市化进程中始终延续的城乡二元思维、二元制度乃至二元规划,导致边缘区城乡一体化发展的结构性失衡,塑造出大都市区城乡空间的三元格局(杨浩等,2014)。城郊随城市的膨胀而扩大,其经济活动特点、居住特征、人口规模、生活方式和价值观不同于城市,也异于农村(安虎森,1997)。

我们将直接通过三类空间的划分来反映居住隔离,将居民分为三类:老城区居民、城郊居民和农村居民。本文度量城市蔓延的基期为 2000 年,反映的是 2000—2013 年城市人口和建成区面积变化,在这十几年间会存在城郊变为城区和农村变为城郊的情况,因此我们依据调查数据中受访者居住类型(中心城区、边缘城区、城乡接合部、城区以外的镇、农村)和社区类型(老城区、单位社区、保障

房社区、商品房小区、别墅或高级住宅区、新近由农村转为城区的社区)信息,将老城区设定为中心城区的老城区受访者,将农村和新近由农村转为城区的受访者设定为农村样本,其他类型为城郊样本。这在一定程度上可以使居民样本空间分类在当期和基期处于相同的类型。按照居住区位,分别统计三类空间居民福利不均等程度,发现城郊居民的福利不均等指数(基尼系数)最高,老城区次之,二者均高于总体福利不均等程度,而农村福利不均等程度最低,并且低于总体居民福利不均等程度。这在一定程度上印证了现有研究的相关结论,即城郊的(机会)不平等程度更高。同时,阿特金森指数(Atkinson Indices)测算结果表明总体福利不均等程度在 0.082 左右,老城区组内福利不均程度在 0.081 左右,城郊在 0.095 左右,而农村在 0.066 左右。依据阿特金森指数分解结果,组内福利不均等程度为 0.079 左右,组间福利不均等程度在 0.003 左右。

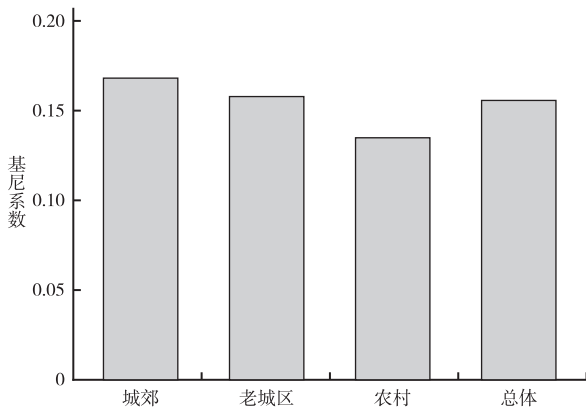


图1 各类地区福利不均等程度

3. 城市蔓延状况。根据公式(6),我们计算了城市蔓延指数。众所周知,我国区域发展不平衡,一些城市正在经历人口净流出,所以城市蔓延在中国伴随城市收缩。^⑩根据图2左侧部分,有些城市已经经历建成区面积或常住人口的减少,但极少有城市经历两个指标的同时下降。从建成区面积变化与城市蔓延指数的散点图(图2右侧部分)来看,一些建成区面积变化较大的城市,建成区面积扩张的同时也伴随着城市常住人口的增加,因而并没有表现出极端的城市蔓延。此外,为考察我国城市的蔓延程度及其分布,我们估算了城市蔓延指数的核密度分布,发现较多城市的蔓延指数分布在 0.5 以下,约占所有蔓延城市的 60%。

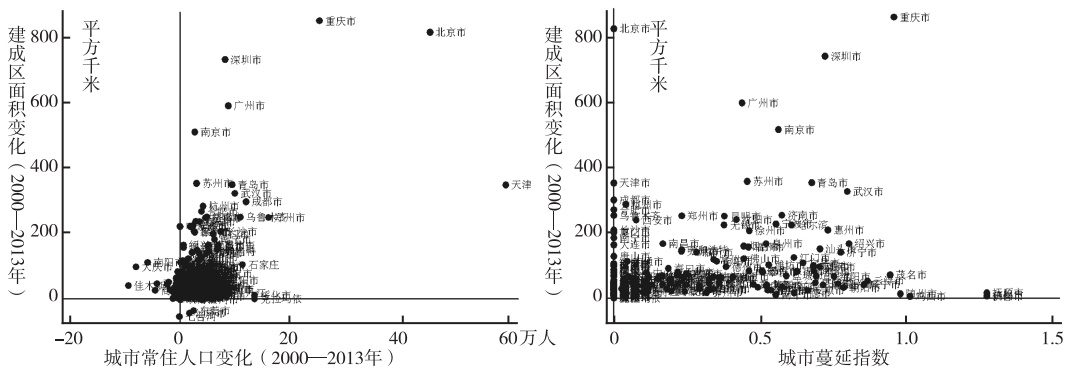


图2 城市建成区面积与常住人口及城市蔓延变化(2000-2013年)

(二)模型设定与内生性处理

城市蔓延可能通过对机会不均等的影响而间接地改变居民福利,同时城市蔓延对居民福利有直接的正、负面影响。已有研究表明,城市蔓延直接影响居民福利的多个方面,如居住条件、居住环境以及身心健康等,但是对不同空间内居民福利的作用机制和影响方向各异。对于老城区的居民而

言,城市蔓延直接改变的是城郊的风貌,短期内对老城区居民并不会产生太多的直接影响,但长期来看其影响不可忽视。城市蔓延促使城市居民的就业和居住更加分散化,对老城区居民福利的正面影响主要体现在避免老城区的过度拥挤,进而改善老城区居民的居住环境,负面影响则是降低了老城区的就业密度,导致城市集聚经济所带来的正外部性的减少(如知识外溢等人力资本外部性),而居住环境和经济外部性与老城区居民福利密切相关。

就郊区居民而言,其通勤成本较高,城市蔓延对郊区居民的负面影响主要体现在降低郊区居民社会互动的频率(Farber & Li, 2013),以至于活动减少,变得更加依赖汽车进而使肥胖率上升(Zhao & Kaestner, 2010; Ewing et al, 2014),当然蔓延的潜在成本还包括社会隔离和环境破坏(Glaeser & Kahn, 2004),但同时城市蔓延也给城郊居民带来一些益处,比如宽敞的住房和较短的通勤时间(Glaeser & Kahn, 2004),也使城市周边的住房更为廉价,从而为城市无房者提供了住房(Dawkins, 2009)。此外,由于郊区就业机会的增加,“郊区—郊区工作出行”出现,大量小型社区在大城市外围形成(Burchell et al, 2002)。这在一定程度上可以改变区域交通分布模式,缓解了交通汇集于城市中心的状况。可见,城市蔓延对郊区居民福利的影响,可以体现在健康和住房等方面。

对于农村居民而言,城市蔓延对居民福利的正面影响体现在使农村居民更加靠近城区,周边的基础设施和公共服务得到改善,农村居民与城区的可达性增强,更加便利地与城市居民进行互动。同时,城市蔓延带来的城市人口快速增长将提高就业、农产品、乡村旅游等需求,给农村发展带来机遇。但是,城市蔓延也会给农村居民带来一些负面影响,如破坏农村原有的生活环境和生态环境,对农村居民的心理带来一定的冲击,如与城市居民、城郊居民的攀比将更加常见,进而影响其幸福感和公平感。可见,城市蔓延对农村居民福利的影响,主要体现在居住环境、精神状况和经济条件等方面。

显然,城市蔓延与福利的关系比较复杂,并且对不同居住空间的居民而言也不同。更为重要的是,现有文献尚未估算这个关系。基于以上分析,本文的基准模型设立如下:

$$Welf = \alpha_0 + \alpha_1 SI^2 + \alpha_2 SI + \alpha_3 D + \alpha_4 SI^2 \cdot D + \alpha_5 SI \cdot D + \theta X_i + \epsilon \quad (7)$$

其中, $Welf$ 为居民福利水平, SI 表示城市蔓延程度, D 反映居住分离,用多个虚拟变量区分为老城区居民、城郊居民和农村居民。当居民在老城区和城郊时,虚拟变量“城市地区”=1,反之“城市地区”=0;当居民在老城区时,虚拟变量“老城区”=1,反之“城区”=0;当居民在城郊时,虚拟变量“城郊”=1,反之“城郊”=0。 X_i 代表控制变量。参照现有文献, X_i 包含年龄及其平方、性别、受教育程度、婚姻状况、是否是党员、是否工作、是否流动人口、是否拥有本地户籍、10年前所处社会等级、本人14岁时父亲的工作状况等。其中年龄、性别、受教育年限、婚姻状况、政治身份、是否工作等变量直接影响到与福利相关的收入、住房等指标;是否流动人口和是否拥有本地户籍则关系到就业歧视、户籍歧视等,并影响收入和社会保障;本人10年前所处社会等级通过本人初期福利积累影响当前福利水平;本人14岁时父亲的工作状况属于家庭背景,代际传递影响本人的职业、收入、公平观等。最后,我们在模型中控制了地区人均生产总值和所在区域(按照8大经济区划分)固定效应。

在城市层面,还有其他影响居民福利的因素,如道路交通拥挤程度、自然环境、社会保障水平等。相关数据不可得,由此引起的遗漏变量问题将通过两阶段最小二乘法使用工具变量加以处理。在现有关于城市问题的研究中,较多研究使用历史数据作为工具变量,如陆铭等(2012)、徐肇涵(2012)和孙三百(2016)等。本文将运用1990年、2000年的人口普查及城市年鉴中的相关数据,测算2000年城市蔓延指数并将其作为工具变量。相对本文研究的年份来说,2000年的城市蔓延程度是一个时间滞后变量,经过十多年的发展城市已经发生较大变化,因而十几年前的城市蔓延程度对当前的居民福利已经没有直接影响,而2000年的城市发展情况往往体现了其自然条件、基础设施、人口特征以及经济发展水平,与当前城市蔓延具有相关性。以上工具变量均通过相关检验。如在估计全国加权蔓延指数对居民福利的影响时,虽然 $Shea's\ Partial\ R^2$ 均较低,但是工具变量的 F 统计量远超过10, P 值均为0.000。而且第一阶段的回归结果显示,工具变量对内生变量具有十分显著的影响,即

具备较好的解释力。可见,不存在弱工具变量问题。进一步对变量的内生性使用异方差稳健的DWH检验,P值为0.00,可认为在1%的显著水平上城市蔓延及其平方属于内生解释变量。^⑩

(三)回归结果分析

本文主要关注城市蔓延对福利的影响,因而表3仅报告了核心变量的估计结果。模型1控制了城市蔓延及其平方项和一系列控制变量,工具变量估计结果表明城市蔓延对居民福利并无显著影响。考虑到城市蔓延对不同区位居民的影响存在差异,我们在模型2控制了城市地区虚拟变量及其与城市蔓延指数的交互项,工具变量估计结果表明城市蔓延对居民福利存在显著影响,其中农村居民福利与城市蔓延呈U型关系;城市居民的福利与城市蔓延呈“倒U”型关系,只是曲线拐点为负,因此实际上将老城区和城市郊区居民作为整体进行估计时城市居民福利与城市蔓延呈现负相关关系。进一步地,居住空间可以分为三类:老城区、城郊和农村。模型3控制了老城区虚拟变量、城郊虚拟变量及其与城市蔓延指数的交互项,结果表明农村地区居民福利水平与城市蔓延程度仍然呈现U型相关,并且估计系数与模型2较为接近;城市蔓延对老城区居民的影响与对农村居民的影响并无显著差异,其福利水平与城市蔓延指数呈现U型关系;而城郊居民福利水平与城市蔓延指数呈现“倒U”型关系。

以上估计结果表明,城市蔓延对居民福利存在显著影响,并且这一影响因居住空间分离而不同。由模型3估计结果可以看出,城市蔓延与农村居民和老城区居民福利之间U型曲线拐点处城市蔓延指数为0.37,城市蔓延与城郊居民福利“倒U”型曲线拐点处城市蔓延指数为0.11。可见,对于城市整体福利不平等而言,城市蔓延对三类空间居民福利的影响更多情况下体现为城郊和非城郊居民之间此消彼长的关系,或者同时降低城郊和非城郊居民福利不平等。因此,城市蔓延对福利不均等程度的影响取决于这两类地区居民数量和各自的福利水平及其变动幅度。模型4和模型5进一步控制与父亲相关的变量以反映家庭背景对个人福利的影响,同时考虑到居民福利与地区收入水平高度相关,因而控制城市人均地区生产总值以反映城市层面的其他变量对居民福利的影响,结果表明城市蔓延及其交互项的估计系数未发生本质变化。

表3 城市蔓延对福利的影响

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
蔓延	1.624 (1.954)	-0.948** (0.369)	-1.049** (0.471)	-1.409** (0.712)	-1.438** (0.691)
蔓延平方	-1.459 (1.975)	1.279*** (0.487)	1.410** (0.625)	1.890** (0.945)	1.928** (0.916)
城市地区×蔓延		0.855** (0.435)		1.154 (0.726)	
城市地区×蔓延平方		-1.401** (0.650)		-1.629 (1.002)	
老城区×蔓延			0.648 (0.540)		0.904 (0.712)
老城区×蔓延平方			-0.784 (0.959)		-1.084 (1.159)
城郊×蔓延			1.136** (0.536)		1.376* (0.719)
城郊×蔓延平方			-1.802** (0.718)		-1.947** (0.954)
观测值	3683	3683	3683	3653	3653

注:控制变量包括是否为老城区的虚拟变量(模型2和4控制的是城市虚拟变量,城市=1,农村=0;模型3和5控制的是老城区虚拟变量(老城区=1,非老城区=0)、城郊虚拟变量(城郊=1,非城郊=0))、年龄及其平方、性别、本人受教育程度、婚姻状态、所在区域(划分为8大经济区)的固定效应,模型3和模型4进一步控制了本人14岁时父亲的工作状况、10年前所处社会等级、城市人均地区生产总值,因篇幅所限,表中控制变量结果略去;括号中为稳健标准误;***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$ 。

(四) 稳健性检验

我们尝试进行两类稳健性检验。首先,参考魏守华等(2016)运用城市常住人口密度作为蔓延的度量指标,人口密度越大则表明城市蔓延程度越低。表 4 中的模型 1 和模型 2 为人口密度衡量的蔓延程度的估计结果,工具变量^⑩估计结果表明城市人口密度与农村居民福利呈“倒 U”型关系,与城市居民福利呈 U 型关系。进一步划分老城区和城郊地区居民,发现老城区居民和农村居民福利与人口密度呈现“倒 U”型关系,而城郊居民福利与人口密度呈现 U 型关系。这些与表 3 的结果具有一致性。

其次,我们调整福利度量指标。考虑到不少研究在度量福利时没有考虑环境污染和机会公平初级指标,我们剔除这些变量并重新计算福利指数,然后估计城市蔓延对福利的影响(模型 3 和模型 4),发现城市蔓延及其二次项估计结果在显著程度和符号上与上文并没有显著差异。^⑪显然,本文的主要结果较为稳健,并未随着福利度量指标和蔓延指标的变化而发生改变。

表 4 稳健性检验

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	自变量:城市人口密度		因变量:调整初级指标后	
蔓延	0.084** (0.042)	0.080* (0.042)	-1.091** (0.539)	-1.097** (0.514)
蔓延平方	-0.088** (0.040)	-0.083** (0.041)	1.444** (0.718)	1.452** (0.685)
城市地区×蔓延	-0.124** (0.050)		1.071* (0.550)	
城市地区×蔓延平方	0.112*** (0.043)		-1.502** (0.765)	
老城区×蔓延		-0.045 (0.060)		0.987* (0.533)
老城区×蔓延平方		0.072 (0.045)		-1.303 (0.868)
城郊×蔓延		-0.140*** (0.052)		1.138** (0.545)
城郊×蔓延平方		0.118*** (0.043)		-1.598** (0.717)
观测值	5002	5002	3858	3858
拟合优度	0.231	0.219		

注:同表 3。

五、结论

本文基于阿马蒂亚·森的可行能力理论,使用 CGSS 调查数据,测算了居民福利及其不均等程度,同时运用工具变量方法,估算了城市蔓延对不同居住空间居民福利的影响,主要发现和结论如下:

第一,福利水平和绝大多数初级指标在城市地区(包括老城区和郊区)和农村地区之间存在较大差异。各功能指标中,社会机会、社会保障和健康状况的隶属度较高,而经济条件和生活状况的隶属度较低,因此社会机会、社会保障和健康状况的权重较低,而经济条件和生活状况的权重较高。

第二,整体而言农村地区居民平均福利水平显著高于老城区和城郊居民,而后二者之间的平均福利并无显著性差异。就福利不均等而言,城郊最高,老城区次之,农村最低。

第三,城市蔓延与居民福利的关系在农村和老城区呈 U 型,在城郊则为“倒 U”型。

可见,由于城市蔓延对城郊和非城郊居民福利的影响存在差异,对于城市整体福利不平等而言,

城市蔓延对三类空间居民福利的影响更多情况下体现为使城郊和非城郊居民之间的福利此消彼长,或者同时降低城郊和非城郊居民福利不平等。在其他影响居民福利的因素保持不变的条件下,城市蔓延对城市整体福利不均等程度的影响,取决于两类地区居民数量和各自的福利水平及其变动幅度。因此,究竟是采取紧凑型还是蔓延型发展模式,取决于城市自身发展阶段和特征。

注:

- ①这个新研究项目的命题是:美国不同城市之间的社会流动性有何差异(How social mobility varies across US cities)。
- ②参见 http://www.guancha.cn/PaulKrugman/2013_07_31_162302.shtml。
- ③参见 <http://www.rmzxb.com.cn/c/2015-11-24/632094.shtml>。
- ④Ravallion(2011,2012)将既有文献中关于贫困、发展、福利等的度量方法归纳为两类:一是将各种因素孤立开来研究,如收入、健康、教育等;二是将各种因素统一起来,利用这些信息构造一个单一的多维指标(Multidimensional Inequality Index)。以上两种方法分别被称为仪表盘法(Dashboard Approach)和整合法(Mashup Approach)。在实证中,整合法被视为更合理的方法(Stiglitz et al, 2010),而且仪表盘法的可操作性随着维度的增加而减弱(Maasoumi & Yalonetzky, 2013),因而不适合实证研究。
- ⑤1965年,美国数控专家 L. A. Zadeh 创立的模糊数学为解决福利无法精确界定问题提供了一种可行方法。由于已经有不少文献介绍过此方法,本文仅阐述其主要思路。
- ⑥鉴于本文使用数据为全国抽样调查,在设定各指标上限和下限时,直接采取总体样本中该指标的最大值和最小值。
- ⑦该数据来自中国社会科学基金资助的“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,本文内容由作者自行负责。
- ⑧个人年收入最高的为农村样本,该样本为浙江省农村地区企业管理者。
- ⑨受篇幅限制,感兴趣的读者可与作者联系索取相关结果。
- ⑩刘合林(2016)指出,当前尚缺乏一致认可的标准来定义收缩城市,但人口数量的减少是重要指标之一。首次提出收缩城市概念的 Schrumpfung Städte 认为,收缩城市是指在去工业化过程中城市人口不断下降和经济发生衰退现象的城市。
- ⑪为检验工具变量的外生性,我们在工具变量中加入基于市辖区面积度量的 2000 年城市蔓延指数,发现过度识别检验的 P 值在 0.5 左右,故接受原假设,认为工具变量外生,与扰动项不相关。
- ⑫与蔓延指数工具变量选取思路相似,人口密度变量的工具变量采用的是 1992 年城市市辖区人口密度,工具变量通过相关检验。
- ⑬审稿人指出,由于本文选取收入类指标较多,在一定程度上增加了经济条件的权重,我们尝试仅考虑家庭人均收入和主观经济地位两个经济条件类变量,发现经济条件的权重并无明显变化,而且城市蔓延对居民福利的影响系数符号和显著程度保持稳健。同样,由于直接使用户籍制度作为福利的度量指标并不是非常直观,我们也尝试剔除户籍制度变量,发现结论同样保持稳健。

参考文献:

- 阿马蒂亚·森,2002:《以自由看待发展》(中译本),中国人民大学出版社。
- 安虎森,1997:《城乡边缘带以及经济区域空间的三元分法》,《延边大学学报:哲学社会科学版》第 2 期。
- 曹信邦,2008:《就业歧视对农民工社会保障制度构建的消极影响》,《人口与经济》第 1 期。
- 柴志贤 孙玲,2012:《城市蔓延的碳排放效应实证研究》,《商业时代》第 27 期。
- 程名望 史清华 张帅,2012:《农民工大量占用城市公共资源了吗——基于上海市 1446 个调查样本的实证分析》,《经济理论与经济管理》第 8 期。
- 方福前 吕文慧,2009:《中国城镇居民福利水平影响因素分析——基于阿马蒂亚·森的能力方法和结构方程模型》,《管理世界》第 4 期。
- 高金龙 陈江龙 苏曦,2013:《扩张态势与驱动机理研究学派综述》,《地理科学进展》第 5 期。
- 高进云 乔荣锋 张安录,2007:《农地城市流转前后农户福利变化的模糊评价——基于森的可行能力理论》,《管理世界》第 6 期。
- 洪世键 沈霞 杨林川,2016:《经济学视角下的城市蔓延:界定、测度和实证研究》,《西部人居环境学刊》第 3 期。
- 洪世键 张京祥,2013:《城市蔓延的界定及其测度问题探讨——以长江三角洲为例》,《城市规划》第 7 期。

- 江求川,2015:《中国福利不平等的演化及分解》,《经济学(季刊)》第4期。
- 黎洁 妥宏武,2012:《基于可行能力的陕西周至退耕地区农户的福利状况分析》,《管理评论》第5期。
- 李倩等,2012:《北京不同收入家庭的居住隔离状态研究》,《地理科学进展》第6期。
- 李强 高楠,2016:《城市蔓延的生态环境效应研究——基于34个大中城市面板数据的分析》,《中国人口科学》第6期。
- 刘合林,2016:《收缩城市化计算方法进展》,《现代城市研究》第2期。
- 陆铭 高虹 佐藤宏,2012:《城市规模与包容性就业》,《中国社会科学》第10期。
- 毛卫华等,2013:《利用MODIS产品和DMSP/OLS夜间灯光数据监测城市扩张》,《地理研究》第7期。
- 秦蒙 刘修岩,2015:《城市蔓延是否带来了我国城市生产效率的损失?——基于夜间灯光数据的实证研究》,《财经研究》第7期。
- 秦蒙 刘修岩 仝怡婷,2016:《蔓延的城市空间是否加重了雾霾污染——来自中国PM2.5数据的经验分析》,《财贸经济》第11期。
- 孙萍 唐莹 罗伯特·梅森,2011:《国外城市蔓延研究综述》,《城市问题》第8期。
- 孙三百,2016:《城市移民收入增长的源泉:基于人力资本外部性的新解释》,《世界经济》第4期。
- 万广华,2013:《城镇化与不均等:分析方法和中国案例》,《经济研究》第5期。
- 王海宁 陈媛媛,2010:《城市外来人口劳动福利获得歧视分析》,《中国人口科学》第2期。
- 王家庭 张俊韬,2010:《我国城市蔓延测度:基于35个大中城市面板数据的实证研究》,《经济学家》第10期。
- 魏守华 陈扬科 陆思桦,2016:《城市蔓延、多中心集聚与生产率》,《中国工业经济》第8期。
- 徐肇涵,2012:《中国城市集聚效应与非农劳动生产率的实证研究》,《经济学动态》第8期。
- 杨桂宏 胡建国,2006:《农民工城市生活社会保障的实证研究——以北京市X区423名农民工为例》,《调研世界》第8期。
- 杨浩 罗震东 张京祥,2014:《从二元到三元:城乡统筹视角下的都市区空间重构》,《国际城市规划》第4期。
- 叶静怡 王琼,2014:《进城务工人员福利水平的一个评价——基于Sen的可行能力理论》,《经济学(季刊)》第4期。
- 袁方 史清华 晋洪涛,2016:《居住证制度会改善农民工福利吗?——以上海为例》,《公共管理学报》第1期。
- 袁方 史清华,2013:《不平等之再检验:可行能力和收入不平等与农民工福利》,《管理世界》第10期。
- 赵聚军,2014:《保障房空间布局失衡与中国大城市居住隔离现象的萌发》,《中国行政管理》第7期。
- 郑思齐 任荣荣 符育明,2012:《中国城市移民的区位质量需求与公共服务消费——基于住房需求分解的研究和政策含义》,《广东社会科学》第3期。
- 周其仁,《城市化的下一程:为城市“加密”》, <http://www.rmlt.com.cn/2015/0414/381844.shtml>。
- Barro, R. J. & X. Sala-i-Martin(1991), “Convergence across states and regions”, *Brookings Papers on Economic Activity* 22:107-182.
- Barro, R. J. & X. Sala-i-Martin(1995), *Economic Growth*, New York: McGraw-Hill.
- Be'Renger, V. & A. Verdier-Chouchane(2007), “Multidimensional measures of well-being: Standard of living and quality of life across countries”, *World Development* 35(7):1259-1276.
- Brueckner, J. K. & A. G. Largey(2008), “Social interaction and urban sprawl”, *Journal of Urban Economics* 64:18-34.
- Burchell, R. W. et al(2002), *Cost of Sprawl - 2000*, Washington, D. C.: National Academy Press.
- Ceroli, A. & S. Zani(1990), “A fuzzy approach to the measurement of poverty”, in: C. Dagum & M. Zenga(eds), *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty, Studies in Contemporary Economics*, Berlin: SpringerVerlag.
- Cheli, B. & A. Lemmi(1995), “A ‘totally’ fuzzy and relative approach to the multidimensional analysis of poverty”, *Economic Notes* 24(1):115-133.
- Dawkins, C. J. (2009), “Urban sprawl and the transition to first-time homeownership”, *Cityscape* 11(2):83-100.
- Deal, B. & D. Schunk(2004), “Spatial dynamic modeling and urban land use transformation: A simulation approach to assessing the costs of urban sprawl”, *Ecological Economics* 51:79-95.
- Eid, J. et al(2008), “Fat city: Questioning the relationship between urban sprawl and obesity”, *Journal of Urban Economics* 63:385-404.
- Ewing, R. et al(2014), “Relationship between urban sprawl and physical activity, obesity, and morbidity: Update and refinement”, *Health & Place* 26:118-126.
- Fallah, B. N. et al(2011), “Urban sprawl and productivity: Evidence from US metropolitan areas”, *Regional Science* 90:451-472.

- Farber, S. & X. Li(2013), “Urban sprawl and social interaction potential: An empirical analysis of large metropolitan regions in the United States”, *Journal of Transport Geography* 31:267—277.
- Fulton, W. et al(2001), *Who Sprawls Most? How Growth Patterns Differ Across the U. S.*, Washington, D. C. : Brookings Institution.
- Gaigné, C. et al (2012), “Are compact cities environmentally friendly?”, *Journal of Urban Economics* 72(s2—s3):123—136.
- Galster, G. et al(2000), “Wrestling sprawl to the ground: Defining and measuring an elusive concept”, Working Paper of Fannie Mae.
- Glaeser, E. et al(2001), “Job sprawl: Employment location in U. S. metropolitan areas”, Center for Urban & Metropolitan Policy Paper.
- Glaeser, E. & M. E. Kahn(2001), “Decentralized employment and the transformation of the American city”, Brookings—Wharton Papers on Urban Affairs.
- Glaeser E. & M. E. Kahn(2004), “Sprawl and urban growth,” in: J. V. Henderson & J. F. Thisse(eds), *Handbook of Regional & Urban Economics*, Vol. 4, North Holland.
- Harris, J. R. & M. P. Todaro(1970), “Migration, unemployment and development: A two-sector analysis”, *American Economic Review* 60(1):126—142.
- Kahn, M. (2001), “Does sprawl reduce the black/white housing consumption gap”, *Housing Policy Debate* 12(1):77—86.
- Kahn, M. E. & J. Schwartz(2008), “Urban air pollution progress despite sprawl: The ‘greening’ of the vehicle fleet”, *Journal of Urban Economics* 63(3):775—787.
- Kolankiewicz, L. & R. Beck(2001), “Weighing sprawl factors in large U. S. cities: Analysis of U. S. Bureau of the Census data on the 100 largest urbanized area of the United States”, <http://www.sprawlcity.org/studyUSA/>.
- Maasoumi, E. & G. Yalonetzky(2013), “Introduction to robustness in multidimensional wellbeing analysis,” *Econometric Reviews* 32(1):1—6.
- Martinetti, E. C. A. (2000), “Multidimensional assessment of well-being based on Sen’s functioning approach”, http://www-3. uniPv. it/iuss/eds/userfiles/file/PaPers/PaPer—chiapPero_1. Pdf.
- Nussbaum, M. (2003), “Capabilities as fundamental entitlements: Sen and social justice”, *Feminist Economics* 9(2—3):33—59.
- Patacchini, E. et al(2009), “Urban sprawl in Europe”, Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs.
- Putnam, R. D. (2000), *Bowling Alone*, New York:Simon and Schuster.
- Ravallion, M. (2011), “On multidimensional indices of poverty”, *Journal of Economic Inequality* 9(2):235—248.
- Ravallion, M. (2012), “Mashup indices of development”, *World Bank Research Observer* 27(1):1—32.
- Stiglitz, J. et al(2010), *Mis-measuring Our Lives: Why GDP Doesn’t Add Up*, The New Press.
- Tsai, Y. H. (2005), “Quantifying urban form: Compactness versus ‘sprawl’”, *Urban Studies* 42(1): 141—161.
- Zhao, Z. & R. Kaestner(2010), “Effects of urban sprawl on obesity”, *Journal of Health Economics* 29(6):779—787.

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)