

中国地区宜居度的数量测度与空间效应

杨 勇 丁 雪 赵奇伟*

摘要: 本文基于补偿效用原则建立一般均衡模型,测度1998–2016年中国328个地级及以上城市的宜居水平,并选择空间杜宾模型对其影响因素与空间效应进行分析。结果表明:中国地区宜居水平增长平稳,东南沿海地区整体上优于中西部地区,地区宜居水平存在明显的正向空间自相关性;本地产出与消费水平增长能提升本地区宜居水平,固定资产投资、在岗职工和人口数量增加会降低本地的宜居水平,空间间接效应的作用要远大于直接效应,这显示地区宜居水平的实质是城市效率与城市摩擦通过人口流动相互制约的过程。地方政府在制定宜居水平提升政策时,需要考虑地区宜居度的效用补偿特征,根据限制当地宜居水平发展的具体因素有针对性地制定相关措施。

关键词: 地区宜居度;效用补偿法;空间自相关;空间杜宾模型

一、引言

地区宜居度(amenity)是衡量居民生活质量与投资环境的重要因素,也是制定区域发展规划的主要参考指标(Wang and Wu, 2011)。地区宜居水平是地方经济地理状况的客观表现,反映要素所有者与当地经济地理环境的相宜程度。地区宜居度通过两个机制作用于要素所有者的效用或收益:一是通过消费和生产影响经济个体的效用或收入,包括地区的自然环境、生活方式、工资水平和房地产价格等;二是对要素所有者的效用进行补偿,要素所有者对空间经济结构会产生外生与内生反应,地区宜居度可以对要素所有者进行补偿以缓和这种反应(Sudekum, 2009)。

地区宜居度的研究集中于测算方法和经济影响两个领域,后者包括了地区宜居水平对人口流动、经济空间分布、投资区位选择、城市发展的影响等。国外对地区宜居度的研究已十分充分,但国内的相关研究成果并不多见。本文尝试将地区宜居度作为要素所有者对空间环境反应的补偿这一机制入手,在Desmet和Rossi-Hansberg(2013)的研究基础上,测算

* 杨勇,武汉大学经济发展研究中心,邮政编码:430072,电子信箱:yyayuy@163.com;丁雪,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:susuandsnow@163.com;赵奇伟,武汉大学经济发展研究中心,邮政编码:430072,电子信箱:zhaoqiwei2000@126.com。

本文获得国家自然科学基金面上项目“企业区位再选择与地区生产率提升政策”(批准号:71373189)、国家自然科学基金面上项目“环境规制与‘中国式’产能过剩的防治”(批准号:71873097)、国家社会科学基金项目“基于地方政府激励的统计虚报测度及校正机制研究”(批准号:17BJL070)的资助。作者感谢匿名审稿人富有建设性的修改意见,当然文责自负。

1998-2016 年中国 328 个地级及以上城市的地区宜居度,并通过空间计量方法对地区宜居水平的影响因素与空间效应进行分析,以探寻影响中国城市宜居水平变化的空间因素。本文的贡献主要在以下两方面:

第一,首次运用一般均衡模型测度中国地级及以上城市的宜居度。此前研究中,国内主要采用指标权重方法,进行宜居城市评价与排名^①等类似研究。由于指标选择和权重赋值缺乏客观统一的标准,结果差异较大;Desmet 和 Rossi-Hansberg(2013)在研究美国地区宜居度与城市福利水平时,测度了 212 个中国城市 2005 年的宜居度以进行对比分析,城市范围与时间维度都有待扩展。本文基于这种主流研究方法,从更广阔的地区范围和更宽泛的时间维度测度了中国的地区宜居度,并对指标权重法的测度结果,得到了一些有价值的结论。

第二,对地区宜居度的影响因素及空间效应进行了较为深入的解析。由于一般均衡模型求解地区宜居水平的过程是一个“黑箱”,难以获得各个影响因素对地区宜居水平的真实作用,本文运用空间杜宾模型(SDM)解析了地区宜居度的空间效应,并对空间效应进行进一步的分解。研究发现,地区宜居度的影响因素存在显著的空间效应,而且空间效应中的间接效应对地区宜居度的作用效果要远大于直接效应。

基于以上思路,本文第二部分归纳与梳理地区宜居度的测度方法,第三部分介绍地区宜居度测度的理论模型和所用数据,第四部分是地区宜居水平的测度与结果展示,第五部分是地区宜居度的计量分析与空间效应分解,最后是本文的结论与政策建议。

二、文献综述

综合过去的研究成果,地区宜居度的测算方法可分为两类。第一类为指标权重法,即选取地区特征指标并赋予相应权重来直接计算。第二类是模型法,主要是在一般均衡模型中纳入地区宜居度变量,考虑地区宜居度对经济个体的效用影响。

指标权重法主要是选择影响居民生活质量的区位特征指标,并根据这些指标对居民生活质量的影响大小赋以一定权重来量化地区宜居度。Deller 等(2001)在研究地区宜居水平与生活质量时,选择了自然资源、气候、人文环境与娱乐设施等指标。Ashford 等(2008)参考了气候、人文环境、就业增长、通勤时间、未婚成年人比重等指标,测算美国的城市宜居水平。国内对宜居度的测度基本都是采用指标权重法,如中国科学院发布的《中国宜居城市研究报告》,指标按权重从重往轻依次为公共服务设施方便性、自然环境舒适度、人文环境舒适度、交通便捷性、环境健康性和城市安全性。中国城市竞争力研究会、中国城市科学研究会等发布的宜居城市名单或排名也是基于指标权重法。尽管指标权重法能直接获取地区宜居性,但在指标选取和权重赋值上都是见仁见智而缺乏客观标准,因此最终结果差异较大,而且争议不断。

模型法主要是通过一般均衡模型考察均衡状态下地区宜居度对经济个体效用的影响,具体又细分为两个方向:一是地区宜居度直接影响一个地区的生产和消费,进而作用于均衡状态下经济个体的收入与效用;二是将地区宜居度作为均衡状态时地区对个体的效用补偿。

地区宜居度影响经济个体收入与效用的研究,主要是从地区的实际工资、房价、自然环

^①主要有中国城市竞争力研究会的《GN 中国宜居城市评价指标体系》、中国科学院发布的《中国宜居城市研究报告》、中国城市科学研究会的《宜居城市科学评价指标体系研究》等。

境、商品与服务的供给等方面进行考量。这类研究侧重于考察工资与地租,并根据就业状况和人口数量反推出地区宜居度。Roback(1982)认为城市宜居度与工资和地租之间存在关系,并根据均衡时人们为各种城市舒适度因素支付的边际价格来量化城市生活质量。Albouy和Lue(2015)将通勤成本纳入到Albouy(2008)提出的城市生活质量模型,并考虑工资水平、地租与住房条件对城市生活质量的影响,提出了地区宜居水平测度方法。也有学者从经济个体的消费需求方面进行研究,Alberto和Guido(2007)将地区宜居度定义为地区能提供的娱乐和消费设施。Rappaport(2007)的研究表明,城市提供的商品与服务的微小差异都有可能地区人口密度的巨大差异,消费需求因而成为影响宜居度的重要指标。

地区宜居度作为地区的效用补偿,主要思路是将其作为效用函数的补偿量来研究地区宜居水平与地区经济结构之间的关系。由于地区宜居水平包含了影响经济个体与所在地区经济地理环境相适宜程度的所有因素,因此将宜居水平作为效用补偿量就意味着将其看作一个“黑箱”。Rappaport(2008)利用这一原理将城市宜居水平作为个人效用的补偿量,在个人效用和企业利润最大化条件下,通过城市人口密度的静态一般均衡模型分析了城市宜居度的影响因素。Desmet和Rossi-Hansberg(2013)将城市特征分为城市效率、城市摩擦和地区宜居水平,假定当经济体处于一般均衡状态时,人口自由流动会导致每个地区提供相同的效用水平,并通过城市的宜居水平来对均衡时城市提供给个人的效用水平进行补偿,得到均衡状态下的城市地区宜居度。

综合已有研究成果,指标权重法的优点是能够直观反映对居民选择影响较大的地区特征,不足之处在于指标选择和权重赋值比较随意,尽管通过前期调研等可以在一定范围内确保结果的客观性,但人为因素的影响仍然不可忽视,且调研过程本身比较繁杂。模型法将地区宜居度作为对生产和消费的影响因素或是将其作为效用补偿的指标,并利用一般均衡模型进行度量,避免了指标权重法的弊端。不过研究生产和消费的影响因素时,模型法通常需要选取通勤时间等变量,这些变量数据在国内获取存在一定难度。相较而言,效用补偿法通常采用宏观经济数据,数据获取难度较小,同时大量研究已经证实了效用补偿法的有效性。因此,本文将采用效用补偿法测度中国的地区宜居度,并鉴于效用补偿法中地区宜居度的“黑箱”特质,进一步通过空间计量方法解析地区宜居度的影响因素与空间效应。

三、理论模型与测算过程

Desmet和Rossi-Hansberg(2013)提出一个劳动供给具有弹性的城市模型,采用效用补偿法测度了美国及部分中国城市的宜居度。该模型将城市特征分为三种:城市效率、城市摩擦和城市宜居度,并将宜居度作为效用的补偿量来分析。在此基础上,本文收集中国328个地级及以上城市1998-2016年的数据,对中国各地级市的宜居水平进行数量测度。

(一) 模型介绍

Desmet和Rossi-Hansberg(2013)的模型有三个假定:第一,经济体处于一般均衡状态时,每个地区经济个体的效用水平相同;第二,劳动供给具有弹性,劳动税的存在会影响最优劳动供给量;第三,经济个体分布于具有异质性生产力和宜居水平的各单中心城市,城市管理者通过征收劳动税来保证城市交通基础设施的供给。模型嵌入城市生活质量指标,即城市宜居性以补偿均衡状态下城市提供给个人的效用水平。具体而言,模型用全要素生产率度量城市效率水平;并以劳动税代替城市劳动市场扭曲程度,与城市政府预算约束相联系以

获得可度量的城市摩擦指标;最后将城市的宜居性作为对个人效用水平的补偿,得到一般均衡状态下城市人口与城市特征(效率、摩擦和宜居性)之间相互制约的关系式。

(1)城市效率。假定一个具有 N_i 个工人的经济系统,城市 i 的工人数量为 N_{ii} 。商品由单中心圆形城市 I 生产,城市生产力水平具有异质性。 Y_{ii} 、 K_{ii} 与 H_{ii} 分别表示城市产出水平、资本投入与劳动投入;小写字母表示对应的人均量,那么城市效率可定义为:

$$A_{ii} = Y_{ii}/K_{ii}^\theta H_{ii}^{1-\theta} = y_{ii}/k_{ii}^\theta h_{ii}^{1-\theta} \quad (1)$$

(2)城市摩擦。假定城市管理者征收劳动税来支付交通基础设施的相关费用。 g_{ii} 为衡量政府无效率性的参数。由于政府的高效率可减缓城市摩擦,故定义 g_{ii} 为城市摩擦; τ_{ii} 为劳动力市场扭曲程度; κ 为交通成本。根据模型假定及政府预算约束可得城市摩擦为:

$$g_{ii} = [3\tau_{ii}(N_{ii}/\pi)^{-\frac{1}{2}}] / 2\kappa \quad (2)$$

(3)一般均衡状态。由于经济个体偏好于居住在效用水平较高的城市,假定人口在城市间自由流动,因而均衡状态下各城市的效用水平无差异。均衡状态下的效用水平 $\bar{u}$ 为:

$$\bar{u} = \log c_{ii} + \psi \log(1 - h_{ii}) + \gamma_{ii} \quad (3)$$

(3)式中: c_{ii} 为代表性经济个体的物质消费量, $1 - h_{ii}$ 为代表性经济个体享受的闲暇时间, γ_{ii} 表示城市 i 的宜居性, ψ 为控制个体对闲暇偏好程度的参数。根据简单的代数变形可以得到当城市处于均衡状态下时,城市特征(效率、摩擦、宜居性)与城市人口之间相互制约的关系式:

$$\begin{aligned} \gamma_{ii} = & \bar{u}_i + (1 + \psi) \log(1 + \psi) - \psi \log \psi - \\ & \log \{ (1 - \theta) [1 - 2\kappa g_{ii} (N_{ii}/\pi)^{1/2} / 3] A_{ii}^{1/(1-\theta)} / (r_i/\theta)^{\theta(1-\theta)} - \kappa (N_{ii}/\pi)^{1/2} \} - \\ & \psi \log \{ 1 - \kappa (N_{ii}/\pi)^{1/2} (r_i/\theta)^{\theta(1-\theta)} (1 - \theta) [1 - 2\kappa g_{ii} (N_{ii}/\pi)^{1/2} / 3] A_{ii}^{1/(1-\theta)} \} \end{aligned} \quad (4)$$

一般均衡状态下,经济个体在城市间自由流动以达到地区人口数量的均衡状态,此时经济个体在各地区获得的效用水平相同。给定均衡状态下的效用水平 $\bar{u}_i$,根据式(4),即可得到地区宜居性。分析均衡效用水平 $\bar{u}_i$ 、人口数量 N_{ii} 、城市效率 A_{ii} 、城市摩擦 g_{ii} 和城市宜居性 γ_{ii} 的关系,可以发现城市宜居性 γ_{ii} 是对城市效用水平的补偿,即在一定的城市效率与摩擦条件下,为吸引经济个体选择该城市,城市需要提供的其他便利性(比如较低的房价、适宜的气候、较低的犯罪率等)来使个体效用水平达到均衡效用水平。

(二) 测算过程

根据(4)式,计算均衡状态下城市的宜居度 γ_{ii} 涉及的变量包括城市效率 A_{ii} 、城市摩擦 g_{ii} 与城市人口 N_{ii} 。其中:城市效率 A_{ii} 的测度需要利用城市产出水平、劳动投入以及资本投入数据;测算城市摩擦 g_{ii} 所需的数据包括城市消费水平与人口数量数据。综合此前研究,本文选择各城市的地区生产总值拟合产出水平,在岗职工数量拟合劳动投入,全社会固定资产投资拟合资本投入,全社会零售商品销售总额拟合城市消费水平,常住人口拟合城市人口总量。上述五个变量均采用各城市市辖区统计指标,常住人口变量通过《中国城市统计年鉴》中地区生产总值/人均生产值得到^①。

由于各变量数据可得性存在差异,地区截面的选择以 2011 年 12 月中华人民共和国民政部公布的中国大陆 332 个省辖地级行政单位为基础,将北京、天津、上海和重庆四个直辖市的地级单位合并,并去除数据难以获得的西藏、海南两省(区)样本,最终样本中包括 328

①计算数值与 2010 年第六次全国人口普查主要数据核对,两组数据没有明显差异。

个截面单位。对于样本中的截面单位,在 2011 年之前发生过行政区划的调整,在截面单元内部调整的不做处理;截面单元间的调整,地区生产总值根据县级单位的划分进行归并,涉及县级以上单位的重新划分因为数据难以获得没有考虑。

计算过程涉及的相关参数设定为:资本收入份额 $\theta=0.5221$,实际利率 $r=0.2008$,经济体对闲暇的偏好程度 $\psi=1.5247$,中国城市交通成本 $\kappa=0.001$,市场出清条件下的效用水平 $\bar{u}$,初始值标准化为 10^①。假定均衡状态下劳动力市场出清,此时地区宜居度为各城市为达到该标准化效用水平需要额外提供的福利。根据数据和计算命令,得到中国 328 个地级及以上城市 1998–2016 年的地区宜居度数值^②。变量定义与数据统计性分析如表 1 所示:

表 1 变量定义与数据统计性分析

变量符号	变量定义	样本量	最小值	最大值	样本均值	标准差
Ame_{it}	i 地区 t 期地区宜居度	6 232	9.5408	14.9890	12.0631	0.6965
$\ln Gdp_{it}$	i 地区 t 期地区生产总值对数值	6 232	19.8070	28.6670	24.5677	1.3091
$\ln Fai_{it}$	i 地区 t 期全社会固定资产投资对数值	6 232	18.1593	28.1761	23.8392	1.5782
$\ln Sal_{it}$	i 地区 t 期全社会零售商品销售额对数值	6 232	18.2161	27.7268	23.4193	1.4299
$\ln Now_{it}$	i 地区 t 期在岗职工数对数值	6 232	8.6305	16.1049	12.4364	0.8876
$\ln Pop_{it}$	i 地区 t 期常住人口对数值	6 232	11.7286	17.2326	14.9330	0.8289

四、地区宜居度与空间相关性

本文首先对地区宜居度进行解析,随后用指标权重法下的测度结果校验本文的计算结果,最后通过 Moran's I 统计量分析地区宜居水平的空间相关性。

(一) 地区宜居度数值解析与校验

1. 地区宜居度的地区分布

整体而言,中国地区宜居度 1998–2016 年经历了广泛与巨大的增长,仅仅只有西北部的极少数城市出现了恶化。东部地区要优于中西部地区,宜居度较好的地区集中于东南沿海区域;宜居性较差的地区主要集中在西南与西北一些自然条件恶劣且经济发展水平较为落后的区域。

从地区角度分析,1998 年中国宜居度最好的 10 个大城市^③分别为大连、沈阳、济南、长春、广州、南京、深圳、宁波、南宁、郑州,此外福州、北京、青岛、南昌、杭州也较好;地级市中排名前 10 的城市分别为无锡、威海、苏州、赣州、阜阳、揭阳、南阳、镇江、南通、常州,玉林、宁

①参数赋值参考了 Desmet 和 Rossi-Hansberg(2013)测算中国城市宜居性时的赋值,相关参数的校准过程经过严格的计量估计和稳健性检验,保证了一般均衡解的稳定与收敛,并且对中国的地区宜居性测度的参数赋值进行了专门的讨论。本文在相关参数赋值时将实际利率、资本收入份额的赋值与国内外相关研究结论进行对比,发现国内外主流学者对中国资本收入份额和实际利率的时间序列研究的结论与 Desmet 和 Rossi-Hansberg(2013)研究结果基本一致。对中国城市交通成本的赋值,本文选择了 $\kappa=0.001$ 、0.002、0.003 等多组数值进行校准,发现所有的结果均收敛于稳定状态。相关计算命令可以联系作者索取。

②囿于论文篇幅限制,下文仅报告了代表性城市的测算结果,完整的测算结果请有兴趣的读者直接联系作者索取。

③本文大城市主要是指大陆地区的直辖市、省会城市和除省会城市之外的计划单列市,包括 34 个(剔除了样本范围外的海口和拉萨)。

德、潍坊、泉州、烟台的宜居度也较好。2016 年宜居度最好的 10 个大城市依次为深圳、大连、广州、上海、北京、沈阳、杭州、南京、济南、呼和浩特,武汉、长沙、宁波、重庆、成都也较好;地级市中最好的 10 个城市分别为苏州、大庆、佛山、中山、东莞、无锡、克拉玛依、鄂尔多斯、常州、珠海,此外东营、镇江、金华、绍兴、淄博等也较好。

从地区宜居度的增长速度看,1998–2016 年大城市中增长较快的是深圳、上海、呼和浩特、广州、北京、兰州、西宁、武汉、成都,地级市中增长较快的有东莞、榆林、鄂尔多斯、格尔木、绥化、嘉峪关、克拉玛依、乌兰察布、中山、丽水等。

2. 地区宜居度的结果校验

为校验计算结果,将 2014 年《中国宜居城市研究报告》与中国社科院《中国城市竞争力报告》的测算结果与本文计算结果进行对比^①,比较三者之间的重合度。

《中国宜居城市研究报告》评价指标包括公共服务设施方便性、自然环境舒适度、人文环境舒适度、交通便捷性、环境健康性、城市安全性等指标。但《中国宜居城市研究报告》没有包含房价这一指标,在直接度量地区宜居度时,房价因素难以被忽视,这一观点已被历史文献证明(Roback, 1982; Michaelides, 2011)。三种标准下城市排行重合度对比结果见表 2。根据对比结果可以看出,地区宜居度与目前中国已存在的两种标准下的城市排行结果的重合度均达到了 50% 以上。对比三者的名单,不难发现地区宜居度测算结果更接近中国城市竞争力排名,与追求居住环境而忽略房价因素的宜居城市排名结果有一定差距。

表 2 2014 年地区宜居度排名与宜居城市排名结果对比

城市排名 (前 50)	地区宜居度-中国社科院中国 城市竞争力排行相同比例	地区宜居度-中科院宜居 城市排行相同比例	中国社科院中国城市竞争力排行- 中科院宜居城市排行相同比例
10	60%	20%	50%
20	55%	50%	50%
30	57%	50%	50%
40	58%	53%	55%
50	64%	54%	54%

(二) 空间相关性

本文的计算结果显示中国地级市单位的宜居水平均有不同程度的提升,且地区之间表现出一定的空间相关特征。为进一步判断地区间的空间相关性,本文采用全局 Moran's I 指数进行分析。Moran's I 统计量的值在正负 1 之间,大于 0 表明存在正的空间相关,反之为负相关,等于 0 则不存在空间相关性。计算 Moran's I 统计量后还要进行 Z 统计检验,以对 Moran's I 统计量进行显著性检验,当 Z 值为正且显著时,表明存在正的空间自相关;当 Z 值为负且显著时,表明存在负的空间自相关;当 Z 值为零时,则呈随机的空间分布。

计算以地区间公路距离逆矩阵为空间权重矩阵的全局 Moran's I 指数,发现 400 公里距离可以保证 99% 的地级市至少有一个邻接城市,550 公里距离可以保证所有地级市都有至少一个邻接城市。本文计算了从 400 公里至 2 600 公里距离带宽值下,328 个中国地级单位 1998–2016 年的地区宜居度 Moran's I 统计量与 Z 检验值(见表 3)。结果显示,在时间维度

^①2015 年和 2016 年《中国宜居城市研究报告》与《中国城市竞争力报告》没有提供完整的测算结果,选择 2014 年的测算结果进行比较。

上 Moran's I 统计量显示出显著的正向空间相关性,而且随着时间发展,地区间的空间相关性逐渐下降;在距离维度上,Moran's I 统计量随着距离增加而逐渐下降,但在 2 600 公里的距离内,Moran's I 统计量始终为正且能通过 1%水平的显著性检验,这说明中国城市间的地区宜居度的全局空间自相关性始终存在,随着距离增加而最后收敛于某一水平。

表 3 中国地级市地区宜居度的空间自相关全局 Moran' I 指数

年份	距离 (Km)	400	600	800	1 000	1 200	1 400
1998	Moran's I	0.4140	0.3722	0.3364	0.3040	0.2739	0.2461
	Z(I)	18.60	23.23	26.50	28.23	29.52	29.78
2004	Moran's I	0.4045	0.3403	0.3019	0.2800	0.2486	0.2234
	Z(I)	18.17	21.24	23.80	26.01	26.82	27.06
2010	Moran's I	0.3572	0.2981	0.2537	0.2318	0.2044	0.1820
	Z(I)	16.09	18.69	20.07	21.63	22.14	22.15
2016	Moran's I	0.3243	0.2726	0.2326	0.2176	0.1873	0.1662
	Z(I)	15.37	16.17	17.88	18.69	19.76	20.36
年份	距离 (Km)	1 600	1 800	2 000	2 200	2 400	2 600
1998	Moran's I	0.2237	0.2067	0.1933	0.1835	0.1773	0.1716
	Z(I)	29.94	30.15	30.67	31.24	32.05	32.90
2004	Moran's I	0.2038	0.1867	0.1732	0.1666	0.1620	0.1564
	Z(I)	27.31	27.28	27.53	28.39	29.32	30.02
2010	Moran's I	0.1602	0.1450	0.1351	0.1298	0.1281	0.1265
	Z(I)	21.59	21.33	21.61	22.28	23.34	24.45
2016	Moran's I	0.1452	0.1386	0.1281	0.1217	0.1163	0.1112
	Z(I)	20.87	21.52	22.15	22.85	23.57	24.38

五、实证分析与空间效应

根据理论模型的(4)式可计算出各地区的地区宜居度,但计算过程是个“黑箱”,无法准确观测到相关变量对地区宜居度的具体作用大小与影响机制。因此,本文以(4)式为基础,建立空间面板数据计量模型,进一步分析地区宜居度的决定因素与空间效应。

(一) 模型设定与识别检验

为检验地区宜居度的决定因素与空间效应,根据上文中的理论模型可以得到基础的实证方程。计算理论模型(4)式中的地区宜居度需要地区生产总值、在岗职工数量、固定资产投资、全社会零售商品销售总额和年末常住人口总量等指标,这五个变量即为地区宜居度的影响因素。

在空间计量模型中,如果存在多个空间相互作用,至少需要排除一个,否则相互作用的参数难以识别(Elhorst,2014)。由于非约束面板 SDM 模型可被看作广义空间相关方程的简约形式(Reduced Form),可以通过相关的统计量来检验其是否可以退化为其他空间模型(Elhorst,2014)。同时,考虑到地区宜居水平的影响因素与宜居水平之间可能的双向因果关系将导致内生性偏误,实证模型将采用解释变量的滞后一期值。因此,本文的实证模型首先设定为固定效应的 SDM 形式,具体如下:

$$Ame_{it} = \rho W Ame_{it} + \beta_1 \ln Gdp_{it-1} + \beta_2 \ln Fai_{it-1} + \beta_3 \ln Sal_{it-1} + \beta_4 \ln Pop_{it-1} + \beta_5 \ln Now_{it-1} + \theta_1 W \ln Gdp_{it-1} + \theta_2 W \ln Fai_{it-1} + \theta_3 W \ln Sal_{it-1} + \theta_4 W \ln Pop_{it-1} + \theta_5 W \ln Now_{it-1} + \alpha_i + \kappa_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5)式中: Ame_{it} 为*i*地区第*t*期的地区宜居度, Gdp_{it-1} 为*i*地区第*t-1*期的地区生产总值, Fai_{it-1} 为*i*地区第*t-1*期的全社会固定资产投资, Sal_{it-1} 为*i*地区第*t-1*期的全社会零售商品

销售总额, Pop_{it-1} 为 i 地区第 $t-1$ 期的常住人口, Now_{it-1} 为 i 地区第 $t-1$ 期的在岗职工数; $W_{Ame_{it}}$ 为其他地区的宜居水平对 Ame_{it} 的空间交互影响, ρ 为空间自回归系数; W 为 $N \times N$ 阶的空间权重矩阵, 刻画地区之间的空间经济联系; β 是解释变量系数; θ 是解释变量空间相关系数; α_i 表示空间个体效应; κ_t 表示时间个体效应; ε_{it} 表示服从 0 均值同方差独立同分布的误差项, 变量定义及统计性分析见前表 1。

在实证分析前, 首先必须识别面板数据的类型, 检验数据之间是否存在空间相关性。如果数据包含空间效应, 则需要进一步识别空间效应的来源。识别数据是否包含空间效应的检验方法很多, 主要有 Moran's I 统计量检验 (Anselin, 1995)、LM 检验 (Anselin, et al., 1996) 以及稳健 LM 检验 (Elhorst, 2014)。地区宜居度的 Moran's I 统计量结果已经证实数据存在显著的空间相关性, 因而本文应该选择空间计量方法进行分析。

对于空间面板数据, 模型的拟合首先需要运用空间面板数据 Hausman 检验, 检验空间面板数据的随机效应与固定效应 (Lee and Yu, 2012)。本文中, Hausman 检验统计值为 132.7384, 伴随概率 p 值为 0, 需要选择固定效应模型。在此基础上, 借助于 LR 检验判断固定效应中的时间固定效应和空间固定效应是否联合显著。对于 LR 检验, 空间固定效应是否显著的原假设为 $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_N = \alpha$; 时间固定效应是否显著的原假设为 $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_N = \kappa$ (Elhorst, 2014)。如果统计结果拒绝原假设, 那么时间与空间固定效应均显著存在, 空间面板数据模型应该同时包括 α_i 与 κ_t 。表 4 中的检验结果拒绝了原假设, 因此模型中的空间与时间固定效应联合显著, 模型应该同时包含空间固定效应 α_i 与时间固定效应 κ_t 。

表 4 空间与时间固定效应联合显著性的 LR 检验结果

统计量	似然比检验 LR	自由度	伴随概率 p
空间固定效应	339.2729	328	0.0132
时间固定效应	291.0682	18	0.0000

最后, 还需要检验数据中空间效应的来源并确定最终的空间数据模型。根据数据生成过程与空间效应来源的差异, 空间计量模型分为多种 (LeSage and Pace, 2009)。为识别实际数据适用于哪个空间计量模型, Elhorst (2014) 建议, 采用 Wald 统计量和 LR 统计量进行检验。原假设一为 $H_0: \theta = 0$; 原假设二为 $H_0: \theta + \rho\beta = 0$ 。原假设一用于检验 SDM 模型是否可退化为 SLM (SAR) 模型, 原假设二用于检验 SDM 模型是否可退化为 SEM 模型, 如果检验结果同时拒绝两个原假设, 则选择 SDM 模型估计。表 5 中的结果显示, 两个统计量的结果均拒绝 SDM 模型退化成 SAR 或 SEM 模型; 进一步运用 Lee 和 Yu (2010) 的误差修正方法对 Wald 统计量和 LR 统计量的结果进行修正, 修正结果显示检验结果应保持不变, 因此本文数据宜采用 SDM 模型进行估计。

表 5 Wald 检验和 LR 检验结果

统计量	SDM 退化检验结果		SDM 退化检验结果 (误差修正)	
	空间滞后	空间误差	空间滞后	空间误差
Wald 统计量	61.4276	275.5078	42.6079	279.1323
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
LR 统计量	72.3308	285.3786	72.3308	285.3786
P 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

(二) 实证结果分析

根据检验结果,最终选择包含时间固定效应和空间固定效应的 SDM 模型,结果见表 6。为了对比分析估计的效果,本文还同时给出了包含时间与空间(个体)固定效应的 OLS 估计和 SAR 模型估计值。

表 6 地区宜居度影响因素的估计结果

变量	OLS 估计结果			SAR 估计结果			SDM 估计结果		
	系数	z-stat	p-prob	系数	t-stat	z-prob	系数	t-stat	z-prob
lnGdp	0.6825	32.1202	0.0000	1.0207	39.3568	0.0000	0.8928	36.8466	0.0000
lnFai	-0.4721	-38.9215	0.0000	-0.5323	-51.2561	0.0000	-0.4847	-35.1226	0.0000
lnSal	0.1223	5.9765	0.0000	0.2214	7.2890	0.0000	0.1435	6.6657	0.0000
lnNow	-0.2709	-13.2612	0.0000	-0.2611	-15.4628	0.0000	-0.2065	-12.0397	0.0000
lnPop	-0.2855	-2.3607	0.0212	-0.2010	-12.1235	0.0000	-0.1815	-11.9665	0.0000
W×lnGdp							0.4504	3.4541	0.0005
W×lnFai							-0.2002	-2.4371	0.0148
W×lnSal							0.0555	0.4866	0.6265
W×lnNow							-0.4255	-4.9657	0.0000
W×lnPop							-0.1684	-2.7365	0.0064
W×Ame				0.9352	61.3526	0.0000	0.8695	52.3232	0.0000
时间效应	是			是			是		
空间/个体效应	是			是			是		
R ²	0.705			0.813			0.818		
N	5 904			5 904			5 904		

从表 6 的实证结果看,三种模型中各变量参数的符号完全一致,但是数值不同,说明遗漏空间效应确实会导致估计结果的偏误。虽然空间计量模型的 R^2 不同于 OLS 估计,并不具有可比性,但考虑固定效应的空间面板计量模型的 R^2 具有与 OLS 模型中 R^2 相同的性质 (Elhorst, 2014),因而二者在一定程度上能够相互比较。三个模型中的 R^2 逐渐变大,证明对于本文数据采用空间计量估计方法能够提升拟合优度,也说明理论模型中的变量以及其空间外部性对地区宜居度确实存在显著影响。

实证结果表明:本地和周边地区的产值对本地的宜居水平具有正向作用;本地和周边地区固定资产投入、劳动投入增加均会导致本地区宜居度恶化。产生这种现象的原因在于当大城市要素聚集达到一定程度时,继续大规模的投入固定资产和劳动会降低城市效率和增加城市摩擦,进而降低地区宜居度。如果大城市对其他地区的影响很大,实证结果可能会掩盖非中心地区的真实情形,因此需要进一步分析。本地的社会消费总量对当地宜居水平的影响也十分显著,但是周边地区消费水平的提升对促进本地的宜居水平没有显著影响。Alberto 和 Guido(2007)证实能够提供更高消费水平的地区具有更好的地区宜居度,这就支持了本文的实证结果。本地区 and 周边地区人口数量增加会显著降低本地区宜居水平,这说明本地区和周边地区人口数量的增加都会加大本地的城市摩擦,因而削弱本地的宜居度。与全局 Moran's I 统计量结果一致,地区宜居度的整体空间相关性显著为正,表现为宜居水平高或低的地区都会出现空间聚集现象。综合以上分析,不难发现地区宜居度的实质是城市效率与城市摩擦通过人口流动相互平衡的过程,即通过当地有效率的生产(尽量小的固定

资产投资和劳动投入),使得当地居民实现尽可能多的消费水平(社会消费总额),这种结果反映了地区宜居度是经济个体的一种心理感受的本质与效用补偿理念。

在空间计量模型中,一个比较遭人诟病的问题是空间权重矩阵不能被估计而是通过提前设定得到,这可能会影响到实证结果的稳健。为了检验实证结果的稳健性,本文继续使用1阶邻近标准、550km近邻标准和最近5个近邻标准这三个稀疏矩阵对模型数据进行估计。通过综合四组分别使用密集和稀疏矩阵的估计结果,本文发现空间权重矩阵的差异对实证结果总体上影响不大,空间权重矩阵对估计结果的影响主要体现在变量的空间效应,本文的模型设定和估计结果具有很好的稳健性^①。

对于空间计量模型,更重要的和特别的是需要将空间权重矩阵传导后的空间效应进行分解。具体而言,由于空间计量模型引入了基于空间权重矩阵 W 的空间滞后项(主要是 WX 和 WY),当求解被解释变量对解释变量的偏导数(传统的偏回归系数)时,会产生非空间计量模型中所没有的空间互动效应(LeSage and Pace, 2009; Elhorst, 2014),使得解释变量 X_i 的变化不仅影响 Y_i ,还会通过空间权重矩阵 W 影响 $Y_j(j \neq i)$ 。因此,空间计量模型中 X_i 对系统的影响被分解为两种效应:一是对 Y_i 的直接效应,二是对 $Y_j(j \neq i)$ 的间接效应^②。由于引入的空间滞后项差异,不同空间模型的直接效应与间接效应分解基础略有不同。其中 SAR、SDM 模型由于引入 WY , X 的总效应包含了通过多次传导而产生的影响(表现为以空间矩阵高次项为权重的效应加和),即个体 i 外生变量 X_i 的改变将对其邻居、邻居的邻居(包括自身)、邻居的邻居的邻居……产生影响。本文中 X_i 的直接效应、间接效应和总效应的分解结果见表 7:

表 7 空间效应的分解结果

变量	直接效应			间接效应			总效应		
	系数	t 值	p 值	系数	t 值	p 值	系数	t 值	p 值
Gdp	0.9261	40.1561	0.0000	9.5131	6.6995	0.0000	10.4393	7.3756	0.0000
Fai	-0.5011	-39.1322	0.0000	-4.8276	-6.2038	0.0000	-5.3287	-6.8683	0.0000
Sal	0.1492	7.3390	0.0000	1.3860	1.7262	0.0852	1.5339	1.9381	0.0534
Now	-0.2230	-14.2613	0.0000	-4.6723	-5.9236	0.0000	-4.8952	-6.2440	0.0000
Pop	-0.1903	-13.3667	0.0000	-2.5244	-5.2129	0.0000	-2.7149	-5.6776	0.0000

根据表 7 的结果,地区宜居性影响因素空间效应的三种分解效应均对宜居性有显著的影响,这不同于实证结果。直接效应的数值与 SDM 模型解释变量的系数很接近,其差值代表了邻近地区受到本地区冲击再反馈回来的影响。由于差异很小,因此反馈效应不可能有经济上的重要性(谢杰、刘学智, 2016)。间接效应与 SDM 中空间滞后项的估计值差异很大,因此将间接效应理解为 SDM 中解释变量的空间滞后项系数会导致错误的结论(Elhorst, 2014; 谢杰、刘学智, 2016)。这种差异的来源在于 SDM 模型的数据生成过程包含了空间权

①囿于论文篇幅限制,文中没有报告稳健性检验的结果,如对检验结果以及文中实证分析涉及的 matlab 命令与数据感兴趣,请联系作者索取。

②LeSage 与 Pace(2009)给出了不同空间模型的直接效应与间接效应,Elhorst(2014)在此基础上进行了总结与归纳,对于本文实证模型的参数,SDM 模型的直接效应为矩阵 $(I-\rho W)^{-1}(\beta_k + W\theta_k)$ 的主对角线元素求均值,间接效应为矩阵 $(I-\rho W)^{-1}(\beta_k + W\theta_k)$ 的非主对角线元素行和的均值。

重矩阵的无穷阶展开,即二阶及以上邻近的影响。此外,Moran's I 指数已经证明地区宜居度的影响在很大距离内都显著存在,这也更进一步解释了差异过大的原因。

具体而言,地区生产规模和社会消费总量的直接效应和间接效应都对提高当地的地区宜居度有贡献,但是间接效应要远大于直接效应的影响;固定资产投资、在岗职工数和地区常住人口的直接效应和间接效应都会抑制本地的地区宜居度水平提升,间接效应也大于直接效应;从总效应看,影响地区宜居度水平的主要因素依次是地区生产规模、固定投资水平、在岗职工数、人口数量与地区消费水平。

表 7 结果显示本地和其他地区的固定资产投资和劳动投入会降低本地的宜居水平,考虑到这种结果的可能原因是大城市对其他地区的影响过大,大城市要素聚集过大而降低了当地的宜居水平,并掩盖了非中心城市的结果。因此,为进一步分析要素投入对地区适宜性的影响,本文将样本中的直辖市、省会城市与大连、青岛、宁波、厦门、深圳 5 个计划单列市剔除,分析 294 个非中心城市宜居性的影响因素,空间效应的分解结果见表 8:

表 8 去大城市分样本直接效应、间接效应和总效应的分解结果

变量	直接效应			间接效应			总效应		
	系数	t 值	p 值	系数	t 值	p 值	系数	t 值	p 值
Gdp	0.5929	26.0830	0.0000	-1.0171	-2.9471	0.0016	-0.4243	-1.2138	0.1124
Fai	-0.4197	-31.4262	0.0000	0.7986	3.6638	0.0000	0.3789	1.7122	0.0435
Sal	0.1838	8.2917	0.0000	2.2415	4.6404	0.0000	2.4253	4.9881	0.0000
Now	-0.2475	-10.4676	0.0000	0.7502	2.3336	0.0098	0.5027	1.5374	0.0621
Pop	-0.2313	-3.9456	0.0000	-3.4632	-2.3167	0.0103	-3.6945	-2.4556	0.0070

对比表 8 与表 7 结果,发现剔除大城市的分样本结果与全样本结果有一定差异。从直接效应看,本地区的固定资产与劳动要素投入对当地宜居水平依然有负向影响,反映了宜居水平决定于高效率产出给当地居民提供高水平消费的实质。从间接效应看,与表 7 结果不同,其他地区的 GDP 增大会抑制本地宜居水平提升,其他地区的固定资产投资和劳动投入则会显著提升本地宜居水平。从各个影响因素的总效应看,虽然 GDP 对本地宜居水平的影响为负,但是缺乏统计显著性;固定资产和劳动等要素投入对本地宜居水平有显著提升作用,消费水平能够显著提高而人口数量则会显著削减本地宜居水平。

六、结论与启示

本文基于 Desmet 和 Rossi-Hansberg (2013) 效用补偿法计算了中国 328 个城市 1998-2016 年的地区宜居度,并通过空间计量模型分析了地区宜居度影响因素的作用机制及空间效应,得到了较为稳健的实证结果,总结如下:

第一,通过效用补偿法的一般均衡模型得到的地区宜居度反映的是城市效率与城市摩擦通过人口流动相互制约的实质,与更多关注城市安全、公共服务、自然环境、交通便捷等宜居指标的测度结果并不完全一致。地区宜居度显示出很强的空间自相关性,并随着时间发展和空间延伸而出现逐渐下降的趋势。

第二,在影响地区宜居水平的因素中,地区产值和消费水平增长有助于提升地区宜居水平,当地的固定资产投资和劳动投入增加会降低当地的地区宜居度,此外本地区人口数量的增加也会降低地区宜居水平。因此,从宏观角度来讲,地区宜居度提升取决于用更少的劳动

和资本投入实现更多的产值与消费额。

第三,从影响因素的空间效应看,周边地区人口数量和要素投入的增加会提升本地区的地区宜居度,周边地区的产值以及消费水平的增长则会削弱本地区宜居度。同时,地区宜居度本身具有正向的空间相关性。地区宜居水平影响因素的空间效应中的间接效应作用远大于直接效应,这说明不能忽视周边地区影响因素对本地区的地区宜居水平的作用。

效用补偿法计算的地区宜居度在一定程度上概括了一个地区的固有特征,比如犯罪率、基础设施建设完善程度、人文环境等。地区宜居水平相对较好的地区更加吸引经济个体的流入,而随着经济个体的流入,地区摩擦增大,经济个体会不断调整对一个地区效用水平的评价,直到所有地区所能提供的效用水平均相同。此时地区宜居度表现为达到均衡效用水平,该地区所需要为经济个体提供的额外补偿。Wang 和 Wu(2011)的研究结果表明较高的地区宜居水平会促进当地的人力资本积累、工资提高和生产率水平提升,本文的研究结果事实上证明了问题的另一方面,即推动人力资本积累和提高生产率水平会反过来提升当地的宜居水平。

宜居水平是地区生活质量的决定因素,也是企业区位选择时的重要参考。长期以来,国内基于指标权重法测度的相关结果缺乏客观标准。本文基于一般均衡模型与效用补偿原则,运用宏观经济数据较为全面客观地测度了中国地级市层面的宜居水平,并解析了宜居水平的影响因素与作用机制。根据实证结论与宜居度的内涵,可以提出以下政策方面的启示:

首先,由于地区宜居度存在效用补偿理念,对于那些由于自然环境恶劣、交通不便、社会人文环境贫乏等原因处于宜居水平先天劣势的地区,组织有效率的生产和提升消费水平对居住于当地的经济个体进行效用补偿,是提升地区宜居水平并缩小与其他地区差距的重要政策出发点。一个地区提升宜居水平的重要手段是通过尽量少的实物资本和劳动投入实现尽量多的产出和消费量,核心是减少实物性固定资产投资并增加高素质人力资本以减少劳动投入。这就要求地方政府加强高素质人力资本的引进、培养与积累,并在产业规划与发展方面摒弃高投入低产出的传统工业,发展优质高效生产的新兴产业。

其次,宜居水平较低的地区,提升地区宜居水平前需要了解制约当地宜居度提升的原因,对于自然等先天因素导致的发展瓶颈,政府一方面可以通过改善交通状况促进人口向其他地区流动,减少环境压力和提高政府效率;另一方面可以实施更科学合理的经济发展规划并增加居民收入进行效用补偿。对于经济发展滞后、产业结构失衡等后天因素导致的掣肘,政府部门需要从调整产业结构、引进高素质人员、提升收入分配比例、增加公共服务设施供给并发展商业休闲产业等角度出发制定对策。

最后,地区宜居水平的改善需要考虑空间互动效应,一个地区的宜居水平提升同样取决于周边地区。制定地区宜居水平的提升策略时,需要分析周边地区对本地政策的策略性反应。因此,地区宜居水平提升政策最好结合城市群建设等区域发展规划,在区域范围内进行产业分工、基础设施建设、污染治理等方面的协调联动,构建区域整体宜居水平提升的收益共享与成本共担的制度机制,在区域整体层面提升宜居水平。

参考文献:

1. 谢杰、刘学智, 2016:《直接影响与空间外溢:中国对非洲农业贸易的多边阻力识别》,《财贸经济》第1期。
2. Alberto, D., and B. Guido. 2007. "Skill-biased Agglomeration Affects Amenities: Theory with Application to Italian Cities." Department of Economics University of Siena Working Paper, No.503.

3. Albouy, D. 2008. "Are Big Cities Really Bad Places to Live? Improving Quality-of-Life Estimates, across Cities." NBER Working Paper 14472.
4. Albouy, D., and B. Lue. 2015. "Driving to Opportunity: Local Rents, Wages, Commuting and Sub-metropolitan Quality of Life." *Journal of Urban Economics* 89(3): 74-92.
5. Anselin, L. 1995. "Local Indicators of Spatial Association-LISA." *Geographical Analysis* 27(2): 93-115.
6. Anselin, L., K. Bara, R. Florax, and J. Yoon. 1996. "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence." *Regional Science and Urban Economics* 26(1): 77-104.
7. Ashford, K., C. Bigda, and L. Lanahan. 2008. "America's Best Places to Live." *Money* 37(8): 89-100.
8. Deller, C., T. Tsai, D. Marcouiller, D. English, and D. English. 2001. "The Role of Amenities and Quality of Life in Rural Economic Growth." *American Journal of Agricultural Economics* 83(2): 352-365.
9. Desmet, K., and E. Rossi-Hansberg. 2013. "Urban Accounting and Welfare." *American Economic Review* 103(6): 2296-2327.
10. Elhorst, P. 2014. "Matlab Software for Spatial Panels." *International Regional Science Review* 37(3): 389-405.
11. Lee, L., and J. Yu. 2010. "Some Recent Developments in Spatial Panel Data Models." *Regional Science and Urban Economics* 40(5): 255-271.
12. Lee, L., and J. Yu. 2012. "Spatial Panel: Random Components Versus Fixed Effects." *International Economic Review* 53(4): 1369-1412.
13. LeSage, J., and K. Pace. 2009. *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: CRC Press.
14. Michaelides, M. 2011. "The Effect of Local Ties, Wages, and Housing Costs on Migration Decisions." *Journal of Socio-Economics* 40(5): 132-140.
15. Roback, J. 1982. "Wages, Rents, and the Quality of Life." *Journal of Political Economy* 90(6): 1257-1278.
16. Rappaport, J. 2007. "Moving to Nice Weather." *Regional Science and Urban Economics* 37(3): 375-398.
17. Rappaport, J. 2008. "Consumption Amenities and City Population Density." *Regional Science and Urban Economics* 38(6): 332-552.
18. Südekum, J. 2009. "Regional Costs-of-living with Congestion and Amenity Differences: An Economic Geography Perspective." *Annals of Regional Science* 43(3): 49-69.
19. Wang, Chunhua, and Junjie Wu. 2011. "Natural Amenities, Increasing Returns and Urban Development." *Journal of Economic Geography* 11(4): 687-707.

Quantitative Measures and Spatial Effects of Amenity in China

Yang Yong¹, Ding Xue² and Zhao Qiwei¹

(1: Center for Economic Development Research of Wuhan University;

2: Economics and Management School of Wuhan University)

Abstract: This paper sets up a general equilibrium model on the basis of compensation utility, measures the livability of 328 Chinese cities from 1998 to 2016 and chooses SDM model to analyze the influencing factors and spatial effect. The result unveils that China's regional livability is stably improving. The livability in southeastern coastal area is better than the central and western regions. Regional livability has obvious positive spatial autocorrelation. Increasing local output and consumption can improve regional livability, but increasing fixed asset, labors and population will deteriorate that; the indirect spatial effect is much stronger than the direct effect. Consequently, when making policies to improve regional livability, local government should take the compensative characteristics of regional livability into account. That is, they need to make relevant policies according to specific factors restricting regional livability development.

Keywords: Amenity, Utility Compensation, Spatial Autocorrelation, SDM Model

JEL Classification: P25, R11, R41

(责任编辑:赵锐、彭爽)