县际公共养老福利资源配置研究

——兼论空间与制度结构的影响

马玉娜　顾佳峰

提要：本文综合考虑了多维因素对中国公共福利资源配置的作用，构建了空间计量模型，利用中国2010人口普查和统计年鉴的县级数据，实证分析得出以下结论：1. 家庭、经济、社会等制度性结构因素对县级社会福利院床位资源配置有显著影响。2. 空间结构因素对社会福利院床位配置也具有显著影响，县级社会福利院床位配置在整体空间上有显著正相关，若不考虑空间结构因素，制度结构对社会福利院床位配置的影响作用的分析会出现有偏性。3. 邻近县之间的社会福利院床位配置也存在相互影响，大多数县与邻近县之间存在空间溢出关系。由此，本文提出"空间—制度"的二重结构论，以弥补制度决定论对公共福利资源配置分析的不足，并揭示家庭福利因素对公共福利的影响。

关键词：公共福利　家庭福利　养老资源配置　空间结构　制度结构

一、引　言

随着全球人口老龄化形势的加剧，老年人的居住和照料问题成为各国社会面对的公共议题。在我国，为缓解养老压力，除了鼓励家庭养老之外，政府也加大了在公共养老上的财政投入，新建更多的公办养老机构。由于入住价格和生活条件均适中，公办养老机构是许多有社会养老需求的老年人的首选。公共养老资源的有效配置有助于提升老年人的生活质量，尤其能为有经济困难又缺乏家庭照顾的老年人提供物质保障和精神支持（Pierson，2000；郑功成，2013）。我国公办养老资源配置存在明显的地区不均衡，有些地区的公办养老院"一床难求"，但有些地区却出现了大量床位闲置的现象（薛冰妮，2013）。如何提高公共养老资源的区域合理配置一直是学界讨论的焦点。

传统公共福利资源配置研究主要从制度角度来展开，集中探讨了政治结构、经济结构、社会结构、人口结构等制度因素对公共福利

资源配置的影响以及由此产生的城乡差异和东中西部区域差异(Zhang & Kanbur,2005)。另外,公共养老设施作为一种公共福利资源,其配置也受家庭结构的影响。随着经济社会的发展,家庭结构发生变化,家庭规模缩小,家庭养老福利逐渐弱化,从而深刻影响着公共养老福利资源的供给(Olav & Lowenstein,2005)。该文把家庭结构纳入到整个社会制度结构中,探讨其对公共养老福利资源配置的影响,丰富和完善了福利资源配置研究。上述研究有一个共同特点,就是都在探讨制度上的结构因素对于公共福利资源配置的影响,因此,可称之为公共福利资源配置的制度结构论。制度结构论本质上是一种单一结构论,即从社会制度结构这单一视角来分析公共福利资源配置的影响机制。

然而,制度结构论忽略了空间结构对公共福利资源配置的影响。越来越多的研究证据表明,空间结构对很多社会现象具有显著解释力(Anselin,1988),包括对公共福利资源配置的显著影响(Schmitt & Obinger,2013)。本研究试图探讨并检验空间结构对于公共养老福利资源配置的影响,进而揭示相邻地区在公共养老福利资源配置上的互动关系。在此基础上,通过开展制度结构和空间结构的整合性研究,本文提出公共养老福利资源配置的二重结构论,从空间因素(空间相关结构和空间邻近结构)和制度因素(家庭结构、民族结构、城乡结构、公共财政支出结构)两方面来分析公共养老福利资源的配置,并进行政策层面的探讨,以期客观认识我国公共养老资源配置的区域分布特征。这对于优化养老福利资源的空间均衡配置,完善社会化的养老模式和社会福利制度,具有重要的现实意义。

二、制度结构论及其局限性

在中国,家庭一直都是连接人与人关系的重要纽带,家庭福利有着深厚的文化基础,其与公共福利的关系备受关注(费孝通,1983)。在养老方面,传统的家庭养老是我国老年人赡养的主要形式(曾毅、王正联,2004)。然而,从1999年进入老龄化社会以后,我国人口老龄化指标不断攀升,家庭养老的负担逐渐加大,政府支持下的养老机构的发展成为缓解养老压力的重要举措(陈德君,2001)。对于家庭

和国家在养老福利体系中的作用,有学者认为家庭养老是家庭成员在权利和义务上的互惠互换关系,是家庭福利的体现,倡导发挥家庭福利在社会福利制度中的重要作用(罗红光,2013);也有学者关注国家在现有福利体制中的责任,倡导政府承担起对社会成员的养老义务,完善公共养老福利体系,缓解家庭养老的负担(陈映芳,2010)。关于家庭福利制度对政府福利资源配置的影响作用,相关研究主要围绕"挤出效应"原理(Kohli,1999;Künemund & Rein,1999),认为家庭福利与政府福利资源供给呈负相关,家庭福利供给的下降会促使政府增加公共福利供给作为补偿,维持总体福利水平的平衡。以养老为例,如果家庭在老年人照料方面的供给不足,政府会通过扩充社会化养老能力来补充家庭养老的不足,如发展公共福利机构来提供更多的照料资源以满足老年人的需求,导致出现"低家庭福利—高社会福利"的局面。

除了家庭福利制度之外,现有研究还发现了城乡结构、民族结构和公共财政支出结构等制度因素对我国公共福利资源供给的影响,其中一些讨论涉及区域、区位等空间结构。例如,有研究表明,公共福利资源配置呈现出明显的城乡差异、区域不平衡和民族地区差异:由于在经济发展水平、发展政策和财政上有更多的优越性,城镇地区的公共福利资源配置显著高于农村地区(Woo et al.,2002);东部沿海的公共福利资源配置显著高于中、西部地区(Wong,2005:185);与之相类似,少数民族人口聚集的地区在享有公共福利资源方面的水平低于非少数民族人口聚集的地区(薄贵利,2010)。制度结构论的一个基本特征就是把公共福利资源的区域不均衡归因于制度因素。可见,制度结构论者持有一个非常明确的假设,即制度因素导致了公共福利资源区域配置的空间不均衡。在制度结构论者看来,空间结构是公共福利资源配置的外生变量,而非其内生变量。

制度结构论者在反复强调制度结构因素对公共福利资源配置的影响时,把"地区"作为彼此独立的单元个体进行比较分析,空间结构是一种外生变量。这种空间结构外生性假设,强调不同地区在公共福利资源的配置上彼此之间不存在关联性,即彼此互相独立、互不影响。因此,这些研究无法揭示邻近地区之间的互动对公共福利资源配置的影响。现实的情况是,公共福利资源在邻近地区之间的配置是互相影响的。托布勒(Tobler,1970)在"地理学第一定律"中指出:"任何事物都

相关，只是相近的事物关联更紧密”。公共福利资源的配置也不例外，空间结构的作用不可忽视。

三、二重结构论及研究假设

（一）二重结构论

公共福利资源的配置会受到地理位置的影响和制约，具有空间上的相关性，不同地理位置上的公共福利资源配置会有关联（Waller & Gotway，2004：2）。过往的研究发现，地区间的公共福利机构发展存在相关性，例如19世纪美国公立精神病院的发展存在地区上的相互影响，呈现出从东北部地区向西部地区蔓延的特征（Hunter et al.，1986）；1950年起在意大利推广的政府心理健康政策改革呈现出空间扩散样态，这种扩散在北部工业区和城市地区更为迅速，在南部较为贫困的农村却较为迟缓（Galzigna & Terzian，1980：126）。这些现象表明，在地理空间上，不同地点之间的社会福利资源配置存在彼此的关联。公共福利资源配置的空间相关性形成了一种总体层面上的空间结构，会影响和制约公共福利资源在全局上的配置。

公共福利资源配置还存在局部空间上的关联，邻近地区的公共福利资源配置往往相互影响（Brueckner，2003），即所谓的空间邻近性。例如施密特和欧宾格（Schmitt & Obinger，2013）通过对18个经济合作与发展组织（简称经合组织，OECD）国家的福利项目的追踪调查发现，国家失业保险福利供给受到邻近国家失业保险福利供给显著而负面的影响，呈现出竞争关系；邻近国家的退休金福利供给存在显著而积极的相互影响，表现为溢出关系。近期对中国县级公共教育财政资源配置的研究也发现，邻近县的教育财政资源供给存在相互竞争关系，同时也受到来自经济、财政和人口迁徙聚集效应的影响（Gu，2012）。这种空间邻近性会导致公共福利资源的不均衡分布（Li & Reynolds，1995），因为存在空间邻近性往往会出现资源配置的路径依赖，即出现“富者越富、贫者越贫”的局面。因此，公共福利资源配置的空间邻近性形成了一种局部层面上的空间结构，从而影响和制约公共福利资源在局部的配置。

上述研究的一个共同的特点，就是把空间结构作为公共福利资源

配置的内生变量,既影响公共福利资源的配置,又受公共福利资源配置的影响。这种空间结构的内生性,说明空间结构与政治、经济、社会等制度结构因素紧密相连,共同影响公共福利资源的配置。公共福利资源的配置,显然受到制度和空间的共同影响。割裂制度与空间的交互作用的分析,其结论会产生片面性,因为现实中制度结构因素和空间结构因素会通过交互作用的方式来共同影响公共福利资源的配置。国内学者顾佳峰在研究公共教育资源配置时,也发现了空间与制度的交互作用,但尚未形成系统的理论研究框架(Gu,2012,2013)。本研究提出公共福利资源配置的二重结构论,强调空间结构和制度结构的双重作用。空间结构是指公共福利资源配置的全局和局部空间因素,包括空间相关结构和空间邻近结构。制度结构是指影响公共福利资源配置的制度层面上的因素,本文着重研究家庭结构、城乡结构、民族结构和公共财政支出结构四种制度结构因素。整合了"空间—制度"二重结构对公共福利资源配置的影响作用,二重结构论的分析框架如图1所示。

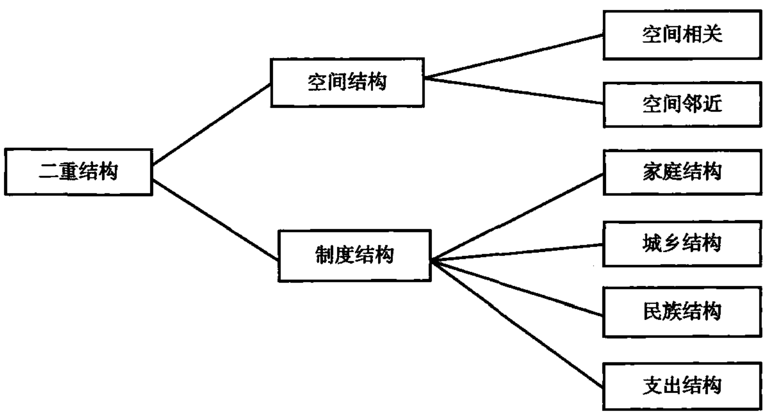

图1 "空间—制度"二重结构论的分析框架

(二)研究假设

1. 空间结构假设

受人口老龄化和现代社会经济发展的影响,公共养老福利资源的重要性逐渐凸显,资源配置的有效性和均衡性议题备受关注。以县级社会福利院为例,其床位资源配置往往受到上级政府地区协调发展等

政策的影响,导致不同地区的县与县之间在公共养老福利资源的配置上互相关联。因此,公共养老资源在总体空间上会存在空间相关性。邻近县之间,由于存在相似的社会习俗等原因,以及彼此之间的政策学习,在公共养老福利资源的配置上往往出现相互关联性。因此,公共养老资源在局部空间上会存在空间邻近性。在此基础上,我们提出如下假设:

假设1:社会福利院床位配置存在空间相关性。

假设2:社会福利院床位配置存在空间邻近性。

2. 制度结构假设

除了空间结构因素,还要考虑制度结构因素对公共养老福利资源配置的影响,如家庭福利制度。根据"挤出效应"原理,家庭养老福利对社会养老福利供给有影响(Kohli,1999;Künemund & Rein,1999)。在我国家庭养老的核心问题是代际关系,体现为代际之间的财富流动(如继承财产)和非物质纽带(如情感支持、血缘关系、工具性支持)(郭于华,2001)。亲代与子代之间的互惠互换关系为家庭养老提供了更多可能性(罗红光,2013)。因此,家庭代际结构可能会对社会养老福利供给有影响。例如,在三代户和四代及以上户的家庭中,由于隔代抚养和家庭照料的需要,成年子女可能更愿意与老年人同住并承担养老的责任,而非将老人送到社会养老机构。另外,家庭户均支持老人数越多,家庭承担的养老负担越大,对社会养老机构的床位数的需求可能会减少。此外,根据上文谈到的城乡结构、公共财政支出结构、民族结构等制度因素对我国公共福利资源供给的影响(Woo et al. ,2002;Wong,2005;薄贵利,2010;顾佳峰,2011),我们还将检验这些制度因素对我国县级公共养老福利资源配置的影响。经汇总我们提出如下假设:

假设3:公共养老福利资源配置受家庭福利制度影响。

假设3.1 社会福利院床位数与地区内部的家庭代际户成负相关。

假设3.2 社会福利院床位数与地区内部的户均支持老人数成负相关。

假设4:社会福利院床位数与非农业户口人口比重存在正相关。

假设5:社会福利院床位数与公共医疗与教育支出存在负相关。

假设6:社会福利院床位数与少数民族人口比重存在负相关。

四、数据、变量与实证方法

(一)数据与变量

本研究中因变量的数据来自《中国统计年鉴(2010)》县级数据,自变量的数据均来自《中国2010年人口普查分县资料》。在全国县级行政区域中删去数据缺失的县,得到1823个县作为研究对象。此外,还收集了样本县域的经纬度数据。

本研究中,因变量是县域社会福利院床位资源配置量,采用每万人社会福利院床位数来测量。社会福利院不仅是主要的公共福利资源,更是重要的公共养老福利资源,据统计,截至2011年底,我国社会福利院能够提供的床位数为396.4万张,其中,老年人及残疾人床位342.2万张(郑功成,2013)。可见,老年人是社会福利院床位资源的主要供应对象。为了比较不同县域人口的资源保有量,本研究采用了每万人社会福利院床位数指标进行分析。

借鉴社会福利资源配置经验文献,家庭养老福利是重要的制度结构变量。本研究采用家庭代际类型和户均支持老人数来测量家庭养老福利。家庭户的代际类型分为四类:“一代户”、“二代户”、“三代户”,以及“四代及以上户”;户均支持老人数分为三类:“有一个老人”、“有两个老人”,以及“有三个及以上老人”。在实证分析中,计算出县区内不同代际类型户数占总户数的比例,以及不同户均支持老人数的户数占有65岁及以上老年人口的总户数的比例。

其他的制度结构变量还包括:非农业户口人口比重,由于城市和农村对于社会福利资源的偏好不同,人口结构的差异可能导致社会福利院资源配置的差异;少数民族人口比重,由于少数民族人口聚集区的经济水平相对落后,且居住地较分散,这些因素都可能加大社会福利院资源配置的难度;医院、卫生院床位数和小学在校学生数,因为政府的公共财政支出可能存在挤出效应,在医疗和教育方面的公共支出越多,相应地在社会福利方面的支出可能会减少,那么社会福利院资源的配置也会受到影响。基本模型中选取了两个控制变量,分别是社会福利院床位数和65岁及以上人口占总人口比重(老年人抚养比),其中老年人抚养比越高表明社会养老压力越大,那么相应的社会福利院床位配置可能就越多,因为现阶段我国社会福利院主要的服务对象是老年人群体。

表1　　变量描述统计量

	均值	标准差	最小值	最大值
万人社会福利院床位数	19.2729	16.6535	.1429	122.8487
非农业户口人口比重(%)	18.5644	11.6590	2.4100	98.6100
医院、卫生院床位数	1116.6190	842.8584	28.0000	6607.0000
小学在校学生数(万人)	3.8901	3.2529	.0837	26.8406
少数民族人口比重(%)	15.7658	28.2865	.0000	99.5300
65岁及以上人口比重(%)	9.0145	2.1177	2.9200	19.0000
社会福利院床位数	1011.7560	1179.0630	3.0000	14619.0000
代际数				
一代户比例	.2957	.0896	.0001	.6254
二代户比例	.4945	.0550	.2997	.7143
三代户比例	.2008	.0730	.0227	.4542
四代及以上户比例	.0088	.0059	.0001	.0472
户均支持老人数				
有一位老人的户数比例	.6978	.0485	.5629	.8747
有两位老人的户数比例	.2985	.0483	.1253	.4281
有三位及以上老人的户数比例	.0037	.0025	.0004	.0391

(二)实证分析方法

1. 空间相关性

Moran's I 指数是用来做检验整体空间相关性的常用工具(Anselin,1988:101)。Moran's I 指数的计算公式为:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} W_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}$$

其中 x_i 表示空间单位 i 的变量,W_{ij}表示空间单位 i 和 j 的区位相邻系数(若 i 与 j 相邻,则 $W_{ij}=1$;若 i 与 j 不相邻,则 $W_{ij}=0$),n 表示区域内空间单位个数。

2. 空间邻近性

LISA 检验是用于考察局部地区空间自相关性特征及显著性的基本工具(Anselin,1995)。根据 LISA 检验,我们可以得到四种显著空间聚集关系:H－H 类型是指高社会福利院床位配置县被同样高社会福利院床位配置县所包围;L－H 类型是指低社会福利院床位配置县被高社会福利院床位配置县所包围;L－L 类型是指低社会福利院床位配

置县被同样低社会福利院床位配置县所包围;H－L类型是指高社会福利院床位配置县被低社会福利院床位配置县所包围。

3.空间回归模型

在考察了县域社会福利资源配置的空间结构之后,需要把这种空间结构作为内生变量,与制度结构因素一起分析二者对县域社会福利院床位配置产生的影响。为了比较,在实证研究中采用最小二乘回归和空间回归模型进行模拟。其中,OLS回归模型是基本模型:

$$y = x\beta + \varepsilon$$

公式中的β是回归系数,ε是误差项,符合独立同分布特征。式中:被解释变量y是指万人社会福利院床位数的对数值。解释变量向量x分别是非农业户口人口比重、少数民族人口比重、医院和卫生院床位数、小学在校学生数、不同家庭代际户的户数比重的对数值和户均支持老人数户数比重的对数值。当在OLS回归模型中检验出数据的空间相关性后,再运用空间回归模型来研究空间相关程度和相关方式,这里采用空间滞后模型(spatial lag model)与空间误差回归模型(spatial error model)两种模型来分析。

空间滞后模型为:$y = PWy + X\beta + \varepsilon$

上式中P是空间自回归系数,而W是空间矩阵。

空间误差模型为:$y = X\beta + \varepsilon$

其中β是回归系数,ε是误差项。

考虑修正的误差项,表示如下:

$$y = X\beta + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \zeta, \zeta \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$$

上式中W是空间矩阵,λ是空间误差系数(spatial error coefficient),ζ是修正后误差项。

五、实证结果

(一)社会福利院床位配置的空间结构检验

1.空间相关

县级社会福利院床位的Moran's I指数用以解释县级社会福利院床位配置的空间自相关性(见表2)。2010年中国县级社会福利院床

位的 Moran's I 系数是 0.4949，且通过了 1% 显著性概率检验。这说明县级社会福利院床位资源在整体空间分布上具有明显的正相关。因此，假设 1 成立。地区间的政策往往存在彼此学习效应：低社会福利水平地区会向高社会福利水平的地区学习，比如增加其社会福利院床位数，因此地区间呈现出正向的相互影响。

表 2 2010 年中国县级社会福利院床位配置空间相关的 Moran's I 检验

变量	Moran's I 值	P 值
万人社会福利院床位数	.4949	.001

2. 空间邻近

县级社会福利院床位的 LISA 图（见图 2、3、4、5）用以说明县级社会福利院床位配置的局部空间自相关。结果显示，尽管邻近地区政府在社会福利院床位配置上存在互动行为，但是不同地区政府间的反应方式会有不同：大多数县（838 个县）与邻近县之间呈现出高—高（287 个县）、低—低（551 个县）的聚集，表明空间溢出效应的存在；也有少数县（52 个县）与邻近县之间存在空间竞争关系，呈现出高—低（6 个县）、低—高（46 个县）的空间聚集。因此假设 2 成立。

图 2 中国县级社会福利院床位的 LISA 分析，高—高聚集图（2010）

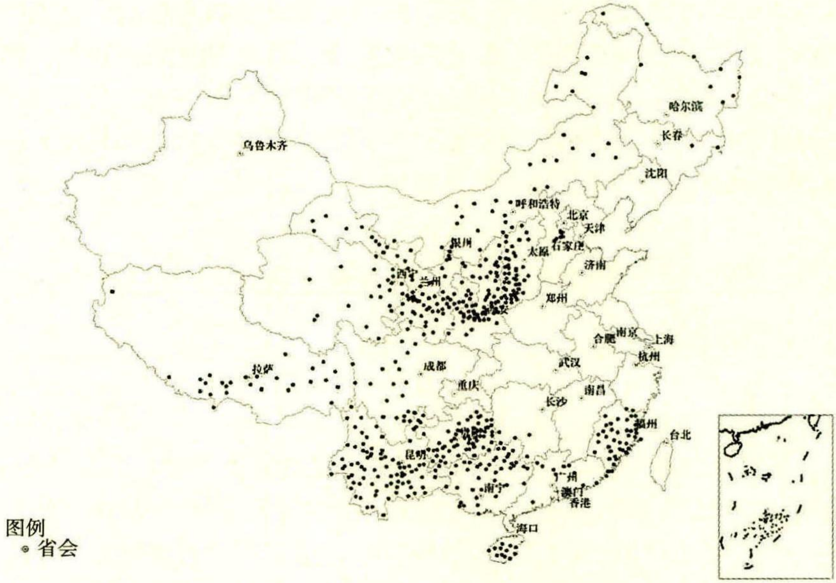

图3　中国县级社会福利院床位的 LISA 分析，低—低聚集图（2010）

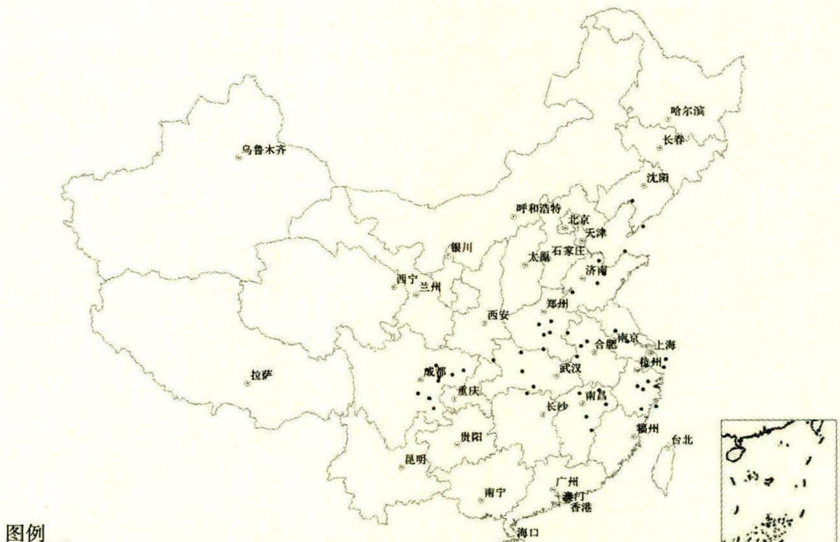

图4　中国县级社会福利院床位的 LISA 分析，高—低聚集图（2010）

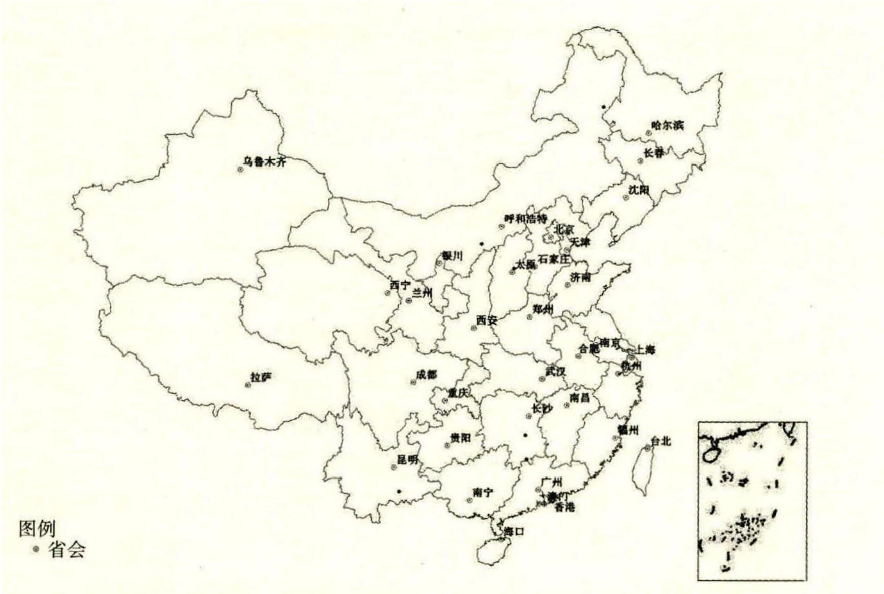

图5 中国县级社会福利院床位的 LISA 分析,低—高聚集图(2010)

地区间的溢出关系可能是由于政府在福利政策和措施上的相互模仿学习。从政策因素来说,社会决策的实施不是相互独立的,相邻地区的社会决策会相互影响(Rodgers,1998:83),这种影响会进而延伸到政府在社会福利资源上的配置行为(Schmitt & Obinger,2013)。若某地在社会福利政策指导下,其社会福利院床位资源配置较高,则会对周边地区的政府决策者产生激励作用,使其有动机去改进自己辖区内的福利政策和社会福利院资源配置,那么邻近县区在社会福利院床位资源配置上就会表现为高—高的溢出关系。① 但是如果某县的邻近地区社

① 2006年11月29日,新华网刊登题为《新华视点:豪华养老院为谁而建》的报道,指出浙江省绍兴市在市区西边投资近1亿元,建起了一座占地125亩、绿化率达54%的绍兴市社会福利中心。这一工程随即引起其他地方的模仿。萧山市政府拿出5000万元兴建了一家示范性养老机构。绍兴县和嵊州市紧随绍兴市之后,也相继决定由政府花巨资建设大型养老院。在嘉兴各县市,公办养老院更是争相攀比,一家比一家建得好。浙江省民政厅的一份调查报告显示,浙江萧山、绍兴、余姚等发达地区新建敬老院的造价按每张床位数核定,在5-9万元之间,有的地方甚至高达17、18万元。天津、上海、北京等地政府也纷纷兴建大型公办养老机构。不少公办养老院规模巨大、设施豪华,主要面向离退休干部等高消费群体。这则报道强调,"最近一段时间,一股大建豪华示范性公办养老机构的风气在浙江部分地区蔓延"、"养老床位严重不足,公办机构攀比豪华"。为什么会有"蔓延"、"攀比"呢?这就是政府之间的学习模仿机制在起作用。

会福利院资源配置落后,该县的政府决策者也会受其影响,改进本县社会福利院床位配置的动机就会减弱,那么邻近县区在社会福利院床位资源配置上就会表现为低—低的溢出关系。

地区间存在竞争关系可能的原因是:第一,相邻政府间存在以邻为壑的互动策略来吸引人才,通过提升社会福利水平、加大社会福利院资源供给,来缓解青年人才的家庭照顾压力(如养老压力),从而营造更有竞争力的人才发展环境(Brueckner,2003)。第二,若某县的社会福利院准入标准较低(尤其是服务收费、户籍限制等方面的要求较低),邻近县的目标人群(尤其是有需求的老年人)会倾向于迁入该地的社会福利院,那么邻近县区的社会福利院床位的需求下降,相应配置就会减少。第三,若某县的生活环境、医疗条件、经济条件等优于邻近县,邻近县老年人为了提升整体的生活质量和享有该地的优越资源而选择迁入该地的社会福利院,从而使邻近县区社会福利院床位的需求下降,相应配置就会减少。

邻近县域之间对于公共养老资源的竞争主要来自两方面原因:第一,县级公立养老院经费一般都由市、县两级分担,虽然主体部分由县级财政支持,但市级财政支持意义很大。有些市政府为了推动和鼓励本市养老事业的发展,根据新增养老床位数给予财政补贴。由于市级财政资金的限制,市政府每年规划的新增养老院及其床位数是有限制的。区县为了获得市级财政的支持,都希望把新增养老院盖在自己的地盘上。于是,在本地建设养老院就成为区县政府争取上级财政支持的途径之一,彼此的竞争就不可避免。其二,随着人口老龄化速度的加剧,区县本地的公立养老院往往供不应求。对此,2013 年 10 月 21 日《人民日报》发表《公办养老院缘何“一床难求”》的报道,分析了各地养老院资源供不应求的现象。在这种格局下,县级政府都希望优先发展本地的养老院,优先解决本地的老人照顾问题。当邻近区县养老事业做得好而本地的老人还在苦等养老院床位时,县政府的压力会非常大。因此,在养老事业上,县政府的一个目标就是至少不能比邻近区县差。当邻近县之间都是这样思考时,竞争自然就会产生。

根据县级社会福利院床位的 LISA 图,邻近县级地区在社会福利院床位配置上的相关关系存在明显的区域差异,东部地区多处于高—高区域,而西部地区多处于低—低区域,东部地区水平整体高于西部地区。这可能是由于东部地区良好的政治和经济环境为社会福利院的发

展提供了条件,如隆然(Longin,1999)就发现,19 世纪法国的政治稳定和经济繁荣促进了公立精神病院的发展。然而在我国,或许是由于文化环境的差异,东部地区的老年人受西方思想观念的影响,较倾向于在社会福利院养老;而西部地区老年人思想较为传统,更倾向于家庭养老。

县级社会福利院床位的 LISA 图还显示,全国范围内社会福利院床位资源配置上存在空间溢出效应的县区(838 个县)远远多于存在空间竞争效应的县区(52 个县),这说明邻近县区在社会福利院资源配置方面相互模仿学习的情况较多。从区域上来说,东部地区社会福利资源的高配置与西部地区社会福利资源的低配置呈现出显著的溢出效应,说明东部和西部区域内部的县级政府在社会福利政策方面更多地表现为模仿学习的关系。由此得到的政策启示是,加强西部地区或保持东部地区的社会福利水平的更为有效的措施,是营造县级政府之间互相学习的环境,树立优秀典范。

(二)社会福利院床位配置的二重结构模型及其结果

为了比较不同结构的影响,在实证研究中采用 OLS 回归模型和空间计量回归模型,把每万人社会福利院床位数的对数值和制度结构变量的数值分别进行 OLS 回归和空间计量回归,得到的结果汇总见表 3。

表 3　　回归估计结果汇总表(2010)　　N = 1823

因变量:ln 每万人社会福利院床位数						
	OLS		空间滞后		空间误差	
	系数估计值	P 值	系数估计值	P 值	系数估计值	P 值
常数项	2.2273 ***	.001	1.2382 ***	.001	2.3938 ***	.001
空间相关系数(S. a. c)			.5010 ***	.001	.6147 ***	.001
非农业户口人口比重(%)	.0061 ***	.001	.0034 **	.024	.0060 ***	.001
医院、卫生院床位数	-.0002 ***	.001	-.0002 ***	.001	-.0002 ***	.001
小学在校学生数(万人)	-.0992 ***	.001	-.0711 ***	.001	-.0980 ***	.001
少数民族人口比重(%)	-.0030 ***	.001	-.0006	.361	-.0011	.286
65 岁及以上人口比重(%)	.0070	.471	-.0132	.113	-.0009	.942
社会福利院床位数	.0007 ***	.001	.0005 ***	.001	.0006 ***	.001
R^2	.4847		.6167		.6211	

续表3

因变量:ln 每万人社会福利院床位数						
	OLS		空间滞后模型一		空间误差	
	系数估计值	P 值	系数估计值	P 值	系数估计值	P 值
误差异质性检验(Breusch-Pagan)	3273.333***	.001	1154.7470	.001	1664.8000***	.001
赤池信息量准则(AIC)	4371.9600		3925.1300		3956.99	
估计的最大似然对数值(LIK)	-2178.9800		-1954.5600		-1971.4935	
空间相关系数(Moran's I)	.3133***	.001				
空间滞后模型的拉格朗日乘子(LM lag)	568.0413***	.001				
空间误差模型的拉格朗日乘子(LM err)	523.5066***	.001				
空间滞后模型的稳健性拉格朗日乘子(Robust LM lag)	97.5954***	.001				
空间误差模型的稳健性拉格朗日乘子(Robust LM err)	53.0606***	.001				
空间滞后系数的最大似然比检验(LR lag)			448.8327***	.001		
空间误差系数的最大似然比检验(LR err)					414.9733***	.001

注:* $p<0.1$,** $p<0.05$,*** $p<0.01$。

OLS 模型的估计结果表明,城乡结构、民族结构、公共财政支出结构因素显著影响县级社会福利院床位配置。其中,非农业户口人口比重越高,万人社会福利院床位数就越多;而医院、卫生院床位数越高,小学在校学生数越高,少数民族人口比重越高,万人社会福利院床位数就越少。该 OLS 模型中的 Moran's I 值是 0.3133,且 LM lag、Robust LM lag、LM error 和 Robust LM lag 都是显著的,因此需要实施空间计量回归分析。在空间回归模型中,空间滞后模型更佳,因为空间滞后模型的 AIC 和 LIK 绝对值都最小。因此,在接下来的空间回归模型中我们选择了空间滞后模型做进一步分析讨论。

在空间滞后模型中的空间回归系数为 0.501,且显著,表明从整体而言,当周围邻近区县的社会福利院床位数平均增加 1%,那么目标地区则增加 0.501%。可见,当空间结构成为内生变量后,对于县域社会

福利床位的配置具有显著的正向作用。因此，不能忽略空间结构对社会福利资源配置的影响，一些区县本地社会福利资源配置的情况，不仅受到自身需求与供给能力的制约和影响，且还与该区县所处的空间位置有关。当周围都是社会福利资源配置丰富的区县，那么就会对目标区县产生压力，迫使其增加在本地的社会福利资源投入量，以与周边区县的水准趋于一致。这说明空间结构是社会福利资源配置的内生变量，是影响其配置水平的内在结构因素之一。因此，要把空间结构纳入社会福利资源配置中。

在空间滞后模型中，社会福利院床位数与非农业户口人口比重存在正相关，与公共医疗与教育支出存在负相关，这与 OLS 回归结果基本一致。[①] 因此，假设 4 和假设 5 均成立。但在空间滞后模型中，少数民族人口比重对万人社会福利院床位数影响的显著性消失。因此，假设 6 不成立，原来的 OLS 回归估计有偏差。这说明少数民族人口比重的影响可能被空间因素所解释。通过空间滞后回归结果与 OLS 回归结果的对比可以发现，空间计量模型可以更加准确地估计制度结构的影响作用和影响程度。因此，政策制定者在规划公共福利资源配置时既要考虑制度结构因素，也要考虑空间结构的影响。

（三）家庭福利对社会福利院床位资源配置的回归结果

1. 家庭代际因素

为了比较不同家庭代际结构对公共养老福利的影响，在表 3 的空间滞后模型中加入了家庭代际因素，分别进行回归。其中，家庭代际变量取其对数值。这样，回归得到的系数就能体现出家庭代际结构对公共养老福利资源的弹性影响。表 4 结果显示：家庭户代际类型比例对万人社会福利院床位数有影响。其中，一代户比例与二代户比例对万人社会福利院床位数均有显著的正向影响，弹性系数分别是 0.1323 和 0.422，即一代户比例或二代户比例增加 1%，万人社会福利院床位数增

① 研究表明，公共卫生投入对教育投入具有挤出效应（顾佳峰，2013）。导致这种挤出效应的一个原因是地方政府的财政收入有限，因此，要额外新建一所医院，就要少建一所学校。本文的研究进一步指出公共养老投入和卫生、教育投入之间也会出现挤出效应现象。当前不少县级市、县的财政是赤字，通过举债来维持运行，因而这种挤出效应会持续存在。当地方财政状况出现明显好转时，财政的硬约束会得到改变，地方政府就能够拿出更多的资金投入到公共福利上来，那时，挤出效应可能会减弱甚至消失。

表 4　家庭户代际类型的比例对万人社会福利院床位数的影响(2010)　N = 1823

因变量:ln 每万人社会福利院床位数	空间滞后模型二							
	系数估计值	P 值	系数估计值	P 值	系数估计值	P 值	系数估计值	P 值
常数项	1.5060***	0	1.4123***	0	1.0749***	0	.9408***	0
ln 一代户比例	.1323***	.008						
ln 二代户比例			.4220**	.024				
ln 三代户比例					-.1285***	.002		
ln 四代及以上户比例							-.0660***	.002
非农业户口人口比重(%)	.0020	.203	.0037**	.014	.0014	.371	.0014	.410
医院、卫生院床位数	-.0002***	0	-.0001***	0	-.0002***	0	-.0002***	0
小学在校学生数(万人)	-.0697***	0	-.0737***	0	-.0706***	0	-.0709***	0
少数民族人口比重(%)	-.0005	.439	-.0005	.411	-.0005	.443	-.0005	.433
65 岁及以上人口比重(%)	-.0205**	.020	-.0007	.941	-.0143*	.086	-.0124	.135
社会福利院床位数	.0005***	0	.0005***	0	.0005***	0	.0005***	0
空间相关系数(S. a. c)	.4972***	0	.5018***	0	.4965***	0	.4980***	0
R^2	.6178		.6178		.6184		.6184	
误差异质性检验(Breusch-Pagan)	1231.66***	0	1131.19***	0	1232.84***	0	1213.61***	0
赤池信息量准则(AIC)	3920.17		3922.06		3917.18		3917.89	
估计的最大似然对数值(LIK)	-1951.08		-1952.03		-1949.59		-1949.94	
空间滞后系数的最大似然比检验(LR lag)	441.325***	0	450.929***	0	440.695***	0	444.164***	0

注:* $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$。

加0.1323%或0.422%。三代户比例与四代及以上户比例对万人社会福利院床位数均有显著的负向影响,弹性系数分别是-0.1285和-0.066,即三代户比例或四代及以上户比例增加1%,万人社会福利院床位数减少0.1285%或0.066%。值得注意的是,仅在二代户比例的空间滞后模型中发现非农业户口人口比重对万人社会福利院床位数影响显著(系数=0.0037,P=0.0142)。

研究结果说明,不同代际类型的家庭户比例对县级社会福利院床位数配置有不同影响。一代户和二代户家庭对社会福利院床位供给有显著的促进作用。这是由于一代户中包含着空巢老人群体,他们独立居住,对公共福利机构提供的医疗、生活照料和居住空间方面的需求较高。在二代户家庭中以核心家庭为主,年轻人与未成年子女一起居住,对老年人照料较少。可见,一代户和二代户家庭的养老功能较弱,刺激了社会福利院床位资源的配置。

三代户和四代及以上户家庭对社会福利院床位供给有显著的抑制作用。在三代户和四代及以上户家庭中,子代往往与老年人共同居住,可以为老年人提供生活照料,另外老年人也会为子代提供更多经济支持、家务协助、孙代照顾等(Baker & Silverstein,2012)。换言之,在三代以上户家庭中,子代与亲代之间在家庭养老和隔代照顾方面存在更强的互惠互换关系,这也是家庭福利的体现(Cong & Silverstein,2008)。可见,三代以上户在提供家庭养老功能和缓解社会养老压力上的重要地位,也体现了多代共居家庭模式中丰富的代际关系。

值得注意的是,在二代户家庭模型中,县级非农人口比重与万人社会福利床位配置呈现显著的负相关,在其他家庭代际类型模型中两者的相关性却不显著。说明二代户家庭比例对社会福利院床位配置的影响存在明显的城乡差异。这可能是由于随着打工潮的扩大,大批农村青壮年进城务工,将未成年子女留在农村地区跟随老年人一起居住,形成隔代的二代户(skip family)。这些农村老年人需要担当照顾孙代的角色(陈雯,2012),因此他们更倾向于在家中养老而非进入社会福利院。这也印证了隔代照顾在我国农村普遍存在。

2. 家庭供养老人情况

为了比较不同家庭供养老人情况对社会养老福利的影响,在表3的空间滞后模型中加入户均支持老人数因素,分别进行回归。其中,不同户均支持老人数比例的变量取其对数值。这样,回归得到的系数就

能体现出户均支持老人数对社会福利资源的影响。表5结果显示,户均支持老人数的户数占有65岁及以上老年人口的总户数的比例对万人社会福利院床位数有影响。其中,有一位老人的户数比例对万人社会福利院床位数有显著的正向影响,弹性系数是0.5205,即有一位老人的户数比例增加1%,万人社会福利院床位数增加0.5205%;有两位老人的户数比例对万人社会福利院床位数有显著的负向影响,弹性系数是-0.2491,即有两位老人的户数比例增加1%,万人社会福利院床位数减少0.2491%;有三位及以上老人的户数比例对万人社会福利院床位数影响不显著。

表5 家庭户代际类型的比例对万人社会福利院床位数的影响(2010) N=1823

因变量:ln 每万人社会福利院床位数						
	空间滞后模型三					
	系数估计值	P值	系数估计值	P值	系数估计值	P值
常数项	1.3924***	0	.8925***	0	1.374***	0
ln 有一位老人的户数比	.5205**	.050				
ln 有两位老人的户数比			-.2491**	.023		
ln 有三位及以上老人户数比					.0224	.473
非农业户口人口比重(%)	.0039***	.011	.0040***	.009	.0035**	.021
医院、卫生院床位数	-.0002***	0	-.0002***	0	-.0002***	0
小学在校学生数(万人)	-.0700***	0	-.0697***	0	-.072***	0
少数民族人口比重(%)	-.0009	.171	-.001	.118	-.0006	.323
65岁及以上人口比重(%)	-.0114	.175	-.0106	.209	-.0135	.106
社会福利院床位数	.0005***	0	.0005***	0	.0005***	0
空间相关系数(S.a.c)	.5013***	0	.5008***	0	.5001***	0
R^2	.6175		.6177		.6167	
误差异质性检验(Breusch-Pagan)	1218.124***	0	1207.498***	0	1150.91***	0
赤池信息量准则(AIC)	3923.28		3921.99		3926.61	
估计的最大似然对数值(LIK)	-1952.64		-1951.99		-1954.3	
空间滞后系数的最大似然比检验(LR lag)	449.9192***	0	449.3486***	0	445.674***	0

注:* p<0.1,** p<0.05,*** p<0.01。

研究结果说明,不同的户均支持老人数的户数比例对县级社会福利院床位数配置有不同影响。家中只有一位老人独居且难以生活自理,社会福利院往往成为他们的选择;一位老年人独自生活常常会感到孤单,也倾向于到社会福利院过群体生活。如果家中有两位老人,即使其中一位生活无法自理,另一位也可以为其提供照料,或两人彼此相互照顾。从这个角度说,家中有两位老人并没有对家庭形成养老压力,反而减轻了子代的照料负担,提高了家庭养老的能力,缓解了对社会福利院的需求。但是,也可能是由于将家中两位老人同时送到社会福利院的成本过高,使得部分家庭无力承担,因而只能承担家庭养老的责任。

3. 讨论

上述研究结果表明社会福利院床位配置受家庭因素的影响,因此假设3成立。这表明家庭福利对社会福利的重要性,为理论部分的预期提供了证据:家庭养老福利对社会养老福利存在明显的挤出效应,家庭户代际数越多,家庭支持老人数越多,那么老年人对社会福利院床位资源的需求越少。因此,在对社会福利院床位资源进行规划时,要充分考虑该地区内的家庭福利水平,例如,不同家庭代际户的比例和不同家庭供养老人数的比例情况。

表4和表5的结果显示,家庭福利对社会福利的挤出效应是非线性的,随着家庭福利负担的不同而呈现出不同的挤出程度。表4显示,一代户、二代户、三代户、四代及以上户的回归系数分别是0.1323、0.422、-0.1285和-0.066。因此,相比于一代户和二代户家庭,三代户和四代及以上户家庭承担了较多养老责任,从而降低了社会福利院床位资源配置。但是,三代户比例的弹性比四代及以上户大,说明尽管家庭养老福利的增加可以减少社会福利资源配置,但是当家庭养老负担达到一定程度(如家中有四位及以上老人)时,家庭福利对社会福利的替代作用降低,部分家庭可能倾向于从社会福利体系中寻求资源。

同样,如表5所示,一位老人户、两位老人户和三位及以上的老人户的回归系数分别是0.5205、-0.2491和0.0224。万人社会福利院床位数对有一位老人的户数比例的弹性较大且弹性系数为正,表明家中有一位老人时,家庭养老能力有限,刺激了社会福利院床位资源配置。但是,有两位老人的家庭对社会福利院床位资源配置存在抑制作用,表明其家庭养老的能力或可能性增加。因此,对于家中有一位老人的家庭,机构养老更为实用有效;而对于家中有两位老人的家庭,政府可以

充分运用家庭和社区资源,促进老人之间的相互照顾,通过培育家庭养老能力和发展社区养老,减少由于家中两位老人同时入住公共福利机构而带来的经济负担。

六、结　论

在现代经济社会高速发展和人口结构变迁的影响下,公共福利资源的有效配置既是缓解社会发展矛盾(如养老、医疗、贫困)的重要途径,也是对家庭福利功能的有益补充。过去对于公共福利资源配置的分析局限于单维度的制度结构因素的影响,忽略了空间结构因素的作用,导致统计估计的有偏性。① 本文运用《中国2010年人口普查分县资料》和《中国统计年鉴(2010)》县级数据,考察公共福利资源配置,提出"制度—空间"二重结构论的分析框架,研究社会福利院床位配置的空间相关性和邻近性以及家庭结构、城乡结构、民族结构和财政支出结构因素的影响作用。与制度结构论相比,二重结构论可以发展和丰富公共福利资源配置的研究,具体内容见表6。

表6　制度结构论与二重结构论的比较

	制度结构论	二重结构论
研究方法	OLS模型等模型	空间计量分析
分析维度	制度因素	制度和空间因素
分析内容	政治、经济、社会、家庭、人口结构等制度因素	空间相关和空间邻近等空间结构因素与制度因素的交互影响
空间因素	空间结构是外生的	空间结构是内生的
主要结论	制度因素影响社会福利资源配置	制度和空间因素交互影响社会福利资源的配置

对于二重结构论的实证检验发现,从空间结构来说,邻近县之间的社会福利院床位配置存在相互影响,大多数县与邻近县之间存在空间溢出关系;社会福利院床位的区域配置还存在显著的非均衡性,东部地

① 美国科学院院士卢克·安瑟林(Luc Anselin)教授在其1988年的经典著作《空间经济计量学:方法和模型》(*Spatial Econometrics: Methods and Models*)一书中,专门阐述了为什么在自变量中的空间依赖性会导致OLS估计的有偏性(bias)。之后,这个结论成为了空间与社会现象研究中的共识(LeSage & Pace, 2009)。

区的配置水平明显高于西部地区,且东西部地区的床位配置均呈现出较为明显的空间溢出效应。从制度结构上来说,家庭福利对社会福利存在非线性的挤出效应,不同家庭代际结构和户均支持老人数的户数比例对社会福利院床位配置影响不同,这也进一步证实互惠互换的家庭代际关系是家庭福利的重要保障,也是缓解社会福利压力的重要因素。城乡结构差异和政府公共财政支出偏好对社会福利院床位配置存在不同程度的影响作用,但是民族结构因素的影响作用不显著。本研究表明,制度和空间因素交互影响公共养老福利资源的配置。空间滞后模型中体现的制度和空间因素的交互作用,是指在动态的相邻空间互动关系中分析制度因素的影响作用和影响程度,突破静态区域分割下对制度因素分析的局限。例如,在 OLS 模型中,少数民族人口比重与万人社会福利院床位数呈显著的负相关;但是在空间滞后模型中,少数民族人口比重对万人社会福利院床位数影响的显著性消失,这说明少数民族人口比重的影响可能被空间因素所解释。可见,加入空间相关性和空间邻近性影响因素后,对制度结构因素的影响作用和影响程度的分析更加客观。将空间结构和制度结构影响因素相结合,有助于微观地认识地区间公共福利配置的互动模式以及制度结构的影响作用,对提出更加有针对性的制度政策设计、促进家庭福利及公共福利体系的完善具有重要作用。

我们的研究也存在一些局限性。第一,对于家庭养老福利的测量,除了家庭代际类型和户均支持老人数,还可以加入更加全面的指标信息,这会有助于进一步探讨其对公共养老服务资源配置的影响方式和影响程度。第二,鉴于我国公共福利资源配置的调查数据有限,本研究选取了县级社会福利院床位数作为因变量,但是这一变量难以反映我国公共福利资源配置的全貌。在未来的研究中,应进一步检验不同公共福利资源配置的空间结构和制度结构特征。此外,对于家庭福利和社会福利的互动关系也需要做进一步探讨。第三,由于数据的缺失,本研究中仅使用了 1823 个区县数据进行分析,并没有覆盖全国所有区县,可能存在代表性不足的问题。在以后的研究中,还需要用全国所有区县的数据进行检验。

进一步的研究还可从如下几方面开展:第一,家庭层面研究。调查和收集有老年人入住意愿的数据,并与其所在家庭的地址信息结合起来,分析不同空间位置上的需求并估测所需的养老资源的投入,这样会

使分析结果更加直观。第二,收集历次人口普查和当年的经济、社会等数据,形成面板数据,通过嵌套随机效应下的空间滞后模型来检验嵌套效应的影响。第三,私人养老机构对公共养老机构的替代效应不可忽视,这也是未来我国养老服务发展的趋势之一。接下来还需要收集私人养老服务机构的数据,探讨私人养老资源的空间分布以及对公共养老资源的补充作用。第四,需要进一步研究制度结构与空间结构的动态关系,探讨这两方面的结构是如何互相作用的。

参考文献:

薄贵利,2010,《少数民族地区公共服务建设的难点及对策》,《新视野》第5期。

陈德君,2001,《人口老龄化与养老服务保障体系》,《人口研究》第6期。

陈雯,2012,《"四二一"家庭结构假设与家庭养老压力事实》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第5期。

陈映芳,2010,《国家与家庭、个人——城市中国的家庭制度(1949-1979)》,季卫东主编《交大法学》第一卷,上海:上海交通大学出版社。

费孝通,1983,《家庭结构变动中的老年赡养问题——再论中国家庭结构的变动》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第3期。

顾佳峰,2011,《人口结构与教育财政的空间计量分析:对于代际关系的再诠释》,《社会科学战线》第11期。

——,2013,《医改进程中县级市卫生空间博弈研究》,《中国卫生经济》第1期。

郭于华,2001,《代际关系中的公平逻辑及其变迁——对河北农村养老事件的分析》,《中国学术》第4期。

罗红光,2013,《"家庭福利"文化与中国福利制度建设》,《社会学研究》第3期。

薛冰妮,2013,《广东养老一床难求又空置近半》,《老人报》7月10日。

郑功成,2013,《中国社会福利的现状与发展取向》,《中国人民大学学报》第2期。

曾毅、王正联,2004,《中国家庭与老年人居住安排的变化》,《中国人口科学》第5期。

Anselin, L. 1998, *Spatial Econometrics: Methods and Models.* Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

—— 1995, "Local Indicators of Spatial Association—LISA." *Geographical Analysis* 27(2).

Baker, L. & M. Silverstein 2012, "The Wellbeing of Grandparents Caring for Grandchildren in China and the United States." In S. Arber & V. Timonen (eds.), *Contemporary Grandparenting: Changing Family Relationships in Global Contexts.* Bristol: Policy Press.

Brueckner, J. K. 2003, "Strategic Interaction Among Governments: An Overview of Empirical Studies." *International Regional Science Review* 26(2).

Cong, Z. & M. Silverstein 2008, "Intergenerational Time-for-Money Exchanges in Rural China: Does Reciprocity Reduce Depressive Symptoms of Older Grandparents?" *Research in Human Development* 5(1).

Galzigna, M. & H. Terzian 1980, *L'Archivio Della Follia.* Venice: MarsilioEditori.

Gu, J. 2012, "Spatial Dynamics and Determinants of County-level Education Expenditure in China." *Asia Pacific Education Review* 13(4).

—— 2013, "Price Collusion or Competition in US Higher Education." *Studies in Higher Education* (ahead of print).

Hunter, J. M., G. W. Shannon & S. L. Sambrook 1986, "Rings of Madness: Service Areas of 19th Century Asylums in North America." *Social Science and Medicine* 23(10).

Kohli, M. 1999, "Private and Public Transfers Between Generations: Linking the Family and the State." *European Societies* 1(1).

Künemund, H. & M. Rein 1999, "There is more to Receiving than Needing: Theoretical Arguments and Empirical Explorations of Crowding in and Crowding out." *Ageing and Society* 19(1).

LeSage, J. P. & R. K. Pace 2009, *Introduction to Spatial Econometrics.* New York: CRC Press Taylor and Francis Group.

Li, H. & J. F. Reynolds 1995, "On Definition and Quantification of Heterogeneity." *Oikos* 73(2).

Longin, Y. 1999, "Petite Histoire des HôpitauxPsychiatriquesFrancais en Anglais (A Short History of French Psychiatric Hospitals)." *L'Evolution Psychiatrique* 64(3).

Olav, S. D. & A. Lowenstein 2005, "Intergenerational Solidarity and the Family-welfare State Balance." *European Journal of Aging* 2(3).

Pierson, P. 2000, "Three Worlds of Welfare State Research." *Comparative Political Studies* 33(6-7).

Rodgers, D. T. 1998, *Atlantic Crossings. Social Politics in a Progressive Age.* Cambridge: Belknap Press.

Schmitt, C. & H. Obinger 2013, "Spatial Interdependencies and Welfare State Generosity in Western Democracies, 1960-2000." *Journal of European Social Policy* 23(2).

Tobler, W. 1970, "A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region." *Economic Geography* 46(2).

Waller, L. A. & C. A. Gotway 2004, *Applied Spatial Statistics for Public Health Data.* Hoboken: John Wiley and Sons.

Woo, J., T. Kwok, F. K. H. Sze & H. J. Yuan 2002, "Ageing in China: Health and Social Consequences and Responses." *International Journal of Epidemiology* 31(4).

Wong, L. 2005, *Marginalization and Social Welfare in China.* London: Routledge.

Zhang, X. & R. Kanbur 2005, "Spatial Inequality in Education and Health Care in China." *China Economic Review* 16(2).

作者单位：中国青年政治学院社会工作学院（马玉娜）

北京大学中国社会科学调查中心（顾佳峰）

责任编辑：张志敏