

福利社会化背景下的机构养老利用差异^{*}

罗艳 丁建定

【摘要】文章基于2005~2018年中国老年健康调查数据,运用集中指数及其分解方法,探索与收入相关的机构养老利用差异。研究表明,位于收入分层两端的老年人从机构养老体系获益最多。随着福利社会化改革推进,服务利用集中指数由2005年的-0.020上升到2018年的0.486,而且分布越来越有利于高收入人群。高收入和居住在城市对机构养老利用有显著的促进作用,尤其有利于高收入人群的利用,以补偿家庭照料资源不足为目标的政策则保护了低收入老年人的利用机会。在改革过程中,收入的提升作用不断增强,家庭的补偿功能日益弱化,共同导致与收入相关的机构养老利用差异持续扩大。社会化并不等于市场化,因此文章建议,强化机构养老体系公共属性和照料功能。

【关键词】机构养老 利用差异 变动 集中指数

【作者】罗艳 华中科技大学社会学院,讲师;丁建定 华中科技大学社会学院,教授。

21世纪后,中国机构养老从救助补缺向适度普惠转变(民政部社会福利和慈善事业促进司,2018)。随着2005年11月《关于支持社会力量兴办社会福利机构的意见》的发布,机构养老改革进入实质性阶段,市场刺激工具不断运用,公办养老机构逐步改制,民办养老机构快速建立(谭兵,2018)。2017年《“十三五”国家老龄事业发展和养老体系建设规划》公布的数据显示,养老床位数量明显上升,养老服务体系初步形成。然而,在这一过程中,政策目标人群获益如何?存在哪些差异?变动趋势及其原因是什么?这些问题尚未能得到解答。在此背景之下,亟须结合中国养老服务政策特点,探索机构养老利用差异。

一、文献回顾

社会政策视角下的服务利用差异研究缘起于医疗服务。1996年世界卫生组织(WHO)和瑞典国际发展组织(SIDA)在《健康与卫生服务的公平性》中指出,公平意味着生存机

^{*} 本文为教育部人文社会科学青年基金“城市社区养老服务利用类别及其改善策略研究”(项目批准号:18YJC840027)的阶段成果。

会的分配以需要为导向,而非社会特权(Braveman等,1996)。这一概念很快被WTO欧洲区采纳,成为这些地区政策制定者常用的医疗服务配置目标,旨在区分服务利用差异合理性的研究也随之兴起。在影响服务利用的相关因素中,由于收入的可调节性较高,成为研究者关注的重点。如Wagstaff等(2000)以收入为社会经济排序的核心代理变量,并使用集中指数法分析医疗服务利用分布。该方法已用于包括中国在内的多个国家医疗服务分析。针对养老服务利用的差异研究整体上晚于医疗服务,已有研究者运用集中指数法探索了欧洲多国社会养老服务体系,结果显示利用分布受政策影响较大。在政府公共支出较高的欧洲福利国家,社会养老服务利用分布较为均衡,甚至有利于低收入人群。在市场融资程度较高的地区,社会养老服务利用分布通常对高收入人群更有利(Rodrigues等,2018;Carrieri等,2017)。与专业性相对较高的医护服务相比,高收入人群在专业性较低的生活协助上利用优势更加明显(CARRIERI等,2017)。已有研究显示,中国的社会养老服务体系对高收入家庭更加友好,收入、居住地、社会保险等是差异形成的主要因素,个体需要对利用差异的贡献甚微(刘柏惠等,2012)。

虽然中国的社区养老和机构养老在21世纪初都经历了快速的社会化,但二者的起点和演变不同。机构养老起源于计划经济时期的集中供养制度,社区养老则兴起于20世纪80年代的福利社会化(董红亚,2010)。机构养老致力于供养特困孤寡、残疾老人,实现补缺功能,后来逐步扩大人群范围、强化照料功能。社区养老从一开始就期望提升服务数量和质量,达到照料目标。

中国的家庭照料与机构养老之间具有较强的替代性,这种替代不仅表现为个体偏好(孙鹃娟、沈定,2017),也存在于政策条文中。长期以来养老机构将老年人的家庭照料资源缺失作为核心准入条件,《中华人民共和国老年人权益保障法》也将子女对老年人的责任写入国家法律。在此背景下,有必要结合中国养老服务政策,从家庭视角理解中国老年人机构养老利用的差异。鉴于此,本文借鉴医疗服务利用差异模型,运用集中指数及其分解方法,分析中国机构养老利用差异。

二、模型构建、变量设定与数据来源

(一) 模型构建

集中曲线是展示目标变量在不同经济状况人群之间分布的直观方法。集中曲线横轴为家庭收入水平由低到高排序的人口累计百分比,纵轴为机构养老利用累计百分比,如果服务利用更多分布在低收入人群中,集中曲线位于绝对公平线上方,反之位于下方;曲线弯曲程度越明显,分布差异越大。集中指数(CI)由集中曲线计算得到,范围在-1和1之间,当服务利用更多地集中在高收入人群中时,该指数为正,反之为负,计算方法为:

$$CI = \frac{2}{N\mu} \sum_{i=1}^n y_i r_i - 1 - \frac{I}{N} \quad (1)$$

其中, N 为样本量, μ 是利用均值, y_i 为样本 i 的利用状况, r_i 为样本 i 在收入横轴上的排序 (Wagstaff 等, 1991)。由于机构养老利用是一个存在边界的二分变量, 直接使用式 (1) 可能存在估计偏误, 因此, 使用 Wagstaff (2005) 所提出的方法进行修正, 即:

$$CI_n = \frac{CI}{1-\mu}。$$

为了进一步理解服务利用差异构成, 参照式 (2) 分解各解释变量贡献值。即:

$$CI_n = \sum_k \left(\frac{\beta_k^m \bar{x}_k}{\mu} \right) CI_{nk} + \frac{GCI_{ne}}{\mu} \quad (2)$$

其中, β_k^m 、 \bar{x}_k 、 CI_{nk} 分别为第 k 个解释变量基于 Probit 回归取平均值时的偏效应、均值和修正集中指数。 $\frac{\beta_k^m \bar{x}_k}{\mu}$ 为解释变量 x_k 的弹性系数, 该系数与 CI_{nk} 的乘积为解释变量 x_k 对服务利用差异的贡献。 $\frac{GCI_{ne}}{\mu}$ 为模型未能解释的残余贡献 (O'Donnell 等, 2007)。

理解政策变化下的服务利用差异变动构成是本文关注焦点之一, 运用 Oaxaca (1973) 所提出的差异分解法, 本文将解释变量贡献变动分解为弹性系数 (影响力) 的变化和集中指数 (收入分布) 的变化两个部分, 分解方法为:

$$\begin{aligned} \Delta CI_n &= \sum_k CI_{nkt-1} (\eta_{kt} - \eta_{kt-1}) + \sum_k \eta_{kt} (CI_{nkt} - CI_{nkt-1}) + \Delta \left(\frac{GCI_{net}}{\mu_t} \right) \\ &= \Delta \eta CI_n + \Delta CI_n \eta + \Delta \left(\frac{GCI_{net}}{\mu_t} \right) \end{aligned} \quad (3)$$

其中, η_{kt} 表示时间 t 上 x_k 对利用的弹性。 $\Delta \eta CI_n$ 表示解释变量弹性系数变化所产生的贡献变动, $\Delta CI_n \eta$ 表示解释变量集中指数变化所产生的贡献变动, 二者共同改变与收入相关的机构养老利用分布。 $\Delta \left(\frac{GCI_{net}}{\mu_t} \right)$ 表示变量不能解释的随机变化 (O'Donnell 等, 2007)。

(二) 变量设定

本文的因变量是与收入相关的机构养老利用差异 (集中指数), 该变量由式 (1) 计算得到, 计算集中指数的两个关键变量是机构养老利用状况和家庭收入水平。在政策框架中, 居家、社区和养老机构是中国社会养老服务体系的 3 个组成部分。《社会养老服务体系建设规划 (2011 ~ 2015 年)》提出, 机构养老通过设施建设, 实现基本养老服务功能, 设施建设重点包括老年养护机构和其他类型养老机构, 功能包括生活照料、康复护理和紧急救援。2013 年发布的《养老机构设立许可办法》界定养老机构是为老年人提供集中

居住和照料服务的法人单位。集中居住和日常照料是养老机构的主要特征,但由于无法获得照料界定情况,本文以居住为衡量标准,视居住在养老院的老年人利用了机构养老。

在个体资源上,本研究纳入老年人个体社会经济地位和所享有的制度保障。常见的个体社会经济地位变量包含收入、教育和职业,考虑到老年人大多已退休,本文仅纳入家庭人均年收入(家庭年度总收入除以家庭同住人口数)和受教育程度。长期护理、养老金和医疗保障制度是支持老年人生活的三大福利体系,目前中国长期护理制度尚未建立,本文仅纳入离退休待遇和医疗保障两组变量。此外,本研究还纳入老年人所在区域和居住地类型两个与服务可及性有关的变量。

在医疗服务分析模型中,健康状况、性别和年龄等是常用指标(Wagstaff等,2000)。2006年《关于加快发展养老服务业意见的通知》中对养老服务业的界定是:为老年人提供生活照顾和护理服务,满足老年人特殊生活需求的服务行业。老年人的特殊需求虽然广泛,但从社会政策看,解决高龄、体弱老年人的照料问题是目前中国机构养老体系转型的主要目标。为了准确反映老年人的失能状态,本研究纳入性别、年龄、社会活动能力(IADL)及日常生活能力(ADL)4个个体健康变量。此外,为了反映机构养老与家庭照料形成的替代作用,纳入与老年人家庭照料密切相关的婚姻状况(有无配偶)和健在子女数量两个变量。

(三) 数据来源

本文使用中国老年健康影响因素跟踪调查(CLHLS)数据,该调查样本涵盖23个省(自治区、直辖市),抽样地区人口约占全国人口的85%。调查采用多阶段不等比例目标随机抽样方法,按照百岁老年人编号随机选择年龄和性别。基线调查开始于1998年,随后的跟踪调查分别为2000、2002、2005、2008~2009年、2011~2012年、2014和2018年。2005年前后,机构养老改革加快,改革重点是动员社会力量多渠道、多层次参与和兴办养老服务机构(谭兵,2018)。结合数据完整性和政策发展特征,本文使用2005、2008、2011、2014和2018年5次抽样调查数据,原始样本量分别为15 638、16 954、9 765、7 192、15 874人。在2005、2008和2018年的跟踪调查中,所有调查点对死亡和失访老年人按同性别、同年龄的原则就近递补样本,但在2011和2014年,除长寿地区外,其他调查点没有新增替补受访者,因此样本数量相对较少。删除各项缺失值后,5个年份进入模型的样本量分别为14 167、15 473、8 183、5 473和10 088人。本文主要变量描述性统计如表1所示。

表1显示,2008年机构养老利用率有所降低,之后持续上升。利用率下降可能与改革初期养老机构内部规范整顿有关(谭兵,2018)。之后的持续上升则源于福利社会化改革。改革在总量提升上的有效性,为机构养老从特困救助向普惠照料转型奠定基础。

三、与收入相关的机构养老利用分布及趋势

本文利用分组数据、集中指数和集中曲线描述样本利用分布和变化趋势。表2显

示,最低和最高收入组老年人无论在哪个年份都维持相对较高的利用率。2018年,只有不足20%的服务利用者来自60%的中等收入人群,即便在分布相对均匀的2005年,也只有不到50%的利用者来自收入居中的60%老年人。与分组数据一致,集中曲线的下端均位于绝对公平线的上方,上端均位于绝对公平线的下方(见图)。表明机构养老利用集中在收入分层两端,中等收入群体获益最小。分析结果初步验证了机构养老在救助功能上的持续性,也表明资源能够在体系中转化为服务,满足老年人照料需要。

随着改革的推进,机构养老利用差异持续扩大,从整体均衡转向有利于高收入人群。表2分组数据显示,最低和普通收入组老年人的相对利用比例逐步降低,最高收入组老年人的状况与之相反,其相对利用比例持续上升。2005年,不到30%的机构养老利用者来自收入最高组,2008年这一数字上升至50%左右,2018年接

表1 样本描述性统计

| 变 量 | 年 份 | | | | |
|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 2005 | 2008 | 2011 | 2014 | 2018 |
| 机构养老利用(%) | 1.98 | 1.32 | 1.61 | 1.68 | 3.83 |
| 家庭人均年收入(千元) | 5.23 | 5.93 | 9.15 | 11.47 | 18.47 |
| 受教育程度(%) | | | | | |
| 文盲 | 60.42 | 62.13 | 57.83 | 56.35 | 48.56 |
| 小学及以下 | 28.91 | 27.82 | 30.60 | 31.98 | 31.73 |
| 初中及以上 | 10.67 | 10.05 | 11.57 | 11.68 | 19.71 |
| 离退休待遇(%) | | | | | |
| 无 | 77.70 | 81.81 | 80.52 | 80.34 | 70.94 |
| 退休 | 20.28 | 17.01 | 17.13 | 16.70 | 25.92 |
| 离休 | 2.02 | 1.18 | 2.35 | 2.96 | 3.14 |
| 有公费医疗(%) | 6.68 | 6.55 | 4.23 | 2.83 | 3.91 |
| 有医疗保险(%) | 20.96 | 66.08 | 83.66 | 89.42 | 84.81 |
| 区域(%) | | | | | |
| 西部 | 29.79 | 26.31 | 24.21 | 23.37 | 22.01 |
| 中部 | 26.36 | 29.44 | 28.18 | 30.90 | 26.15 |
| 东部 | 43.85 | 44.25 | 47.61 | 45.73 | 51.84 |
| 居住地为城市(%) | 45.01 | 39.30 | 47.66 | 45.61 | 57.98 |
| 女性(%) | 56.82 | 57.27 | 54.48 | 53.39 | 57.13 |
| 年龄(%) | | | | | |
| 60~79岁 | 32.94 | 27.72 | 33.33 | 34.51 | 35.45 |
| 80~99岁 | 48.88 | 51.99 | 52.12 | 53.50 | 45.20 |
| 100岁及以上 | 18.18 | 20.29 | 14.55 | 11.99 | 19.35 |
| IADL(%) | | | | | |
| 完好 | 32.12 | 31.83 | 34.47 | 37.35 | 33.06 |
| 一般受损 | 32.82 | 32.14 | 33.20 | 32.58 | 32.04 |
| 严重受损 | 35.06 | 36.03 | 32.32 | 30.07 | 34.90 |
| ADL(%) | | | | | |
| 完好 | 74.66 | 77.88 | 73.42 | 76.37 | 72.63 |
| 一般受损 | 15.95 | 13.38 | 15.89 | 13.87 | 15.64 |
| 严重受损 | 9.39 | 8.74 | 10.69 | 9.76 | 11.73 |
| 无配偶(%) | 66.61 | 67.43 | 61.47 | 58.82 | 58.38 |
| 子女数量(%) | | | | | |
| 5个及以上 | 47.43 | 48.50 | 51.56 | 50.89 | 43.37 |
| 1~4个 | 46.54 | 47.60 | 44.96 | 45.92 | 53.26 |
| 无 | 6.04 | 3.90 | 3.48 | 3.20 | 3.37 |
| 样本量 | 14167 | 15473 | 8183 | 5473 | 10088 |

注:IADL量表1~5项不能独自完成为一般受损;6~8项不能独自完成为严重受损。ADL量表1~3项不能独自完成为一般受损;4~6项不能独自完成为严重受损。

表2 分收入阶层的机构养老利用百分比与集中指数

| 收入分组 | 年份 | | | | |
|------|--------|----------|----------|----------|----------|
| | 2005 | 2008 | 2011 | 2014 | 2018 |
| 最低 | 27.50 | 22.06 | 21.97 | 17.39 | 15.03 |
| 较低 | 16.43 | 6.37 | 15.15 | 10.87 | 8.03 |
| 中等 | 15.00 | 8.82 | 6.06 | 7.61 | 3.37 |
| 较高 | 12.14 | 8.33 | 10.61 | 4.35 | 5.18 |
| 最高 | 28.93 | 54.41 | 46.21 | 59.78 | 68.39 |
| 合计 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| 集中指数 | -0.020 | 0.322*** | 0.205*** | 0.379*** | 0.486*** |

注：***表示1%的水平上显著。

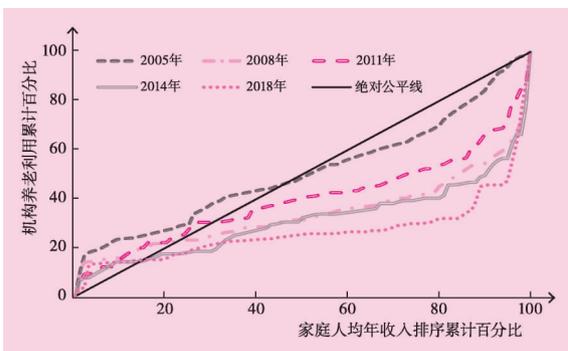


图 2005~2018 机构养老利用集中曲线

表5 基于式(4)进一步分解各解释变量的贡献变动构成,表格内容包括各变量影响力、收入分布变化所致贡献变动及累计贡献变动。

(一) 资源优势促进高收入老年人的服务利用

大部分的个体资源促进机构养老利用,尤其是高收入老年人更具利用优势。表3显示,收入在各个年份均对机构养老服务利用影响显著。除2005年外,最高收入组老年人的利用率均明显高于最低收入组,表明机构养老受市场调配,最高收入组老年人的经济资源可以在市场中转化为服务购买力,从而提升服务利用率。与最低收入组相比,中等收入组老年人利用机构养老较少,说明部分养老机构发挥救助功能,但范围仅限于贫困人群。其他个体资源仅个别年份影响显著,稳定性欠佳,如医疗保险。这既与21世纪以来社会保障制度改革力度加大有关,也从另一个侧面印证了保障制度在调节服务分配中的影响力。除2008年后的医疗保险外,个体资源较多的老年人收入较高(见表4),且养老机构服务利用更多。这与市场融资程度较高国家或地区养老服务体系分析结果一致(Carrieri等,2017)。

可及性资源增加服务获得机会,进一步强化高收入老年人机构养老利用优势,其

近70%。集中曲线和集中指数结果进一步印证了分组结论,集中曲线向下弯曲越来越明显,集中指数也从2005年的无显著差异发展到显著有利于高收入人群,且有持续扩大趋势。

四、与收入相关的机构养老服务利用差异

表3给出了以机构养老利用为基础的Probit回归结果,展示利用行为影响因素。表4在回归分析基础上,基于式(2)分解各解释变量对机构养老利用差异(集中指数)的贡献值,探索利用差异构成。由于分解模型是线性的,所以在多分类解释变量贡献值的计算上,本文把变量各个分类的贡献值相加,得到该解释变量对利用差异的整体贡献值(解丕,2009),负值的贡献减少高收入群体利用优势,正值的贡献则会强化其利用优势。

表 3 2005~2018 年机构养老利用 Probit 回归结果

| 变 量 | 年 份 | | | | |
|-------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | 2005 | 2008 | 2011 | 2014 | 2018 |
| 收入分组(最低) | | | | | |
| 较低 | -0.208*(0.093) | -0.481*** (0.137) | -0.275(0.143) | -0.218(0.185) | -0.176(0.102) |
| 一般 | -0.282** (0.094) | -0.445*** (0.123) | -0.509** (0.180) | -0.461* (0.204) | -0.602*** (0.127) |
| 较高 | -0.229* (0.103) | -0.266* (0.128) | -0.246(0.151) | -0.620* (0.258) | -0.560*** (0.117) |
| 最高 | 0.012(0.099) | 0.367*** (0.103) | 0.410** (0.129) | 0.486** (0.164) | 0.614*** (0.089) |
| 受教育程度(文盲) | | | | | |
| 小学 | -0.037(0.077) | 0.203* (0.085) | -0.103(0.112) | 0.181(0.135) | 0.002(0.074) |
| 中学及以上 | 0.226* (0.104) | 0.142(0.125) | -0.027(0.152) | 0.166(0.180) | -0.170(0.094) |
| 离退休待遇(无) | | | | | |
| 退休 | -0.067(0.094) | -0.083(0.105) | 0.199(0.125) | 0.195(0.152) | 0.245** (0.080) |
| 离休 | -0.354(0.224) | -0.465(0.319) | -0.057(0.277) | -0.715(0.410) | 0.080(0.154) |
| 公费医疗(有=1) | 0.267* (0.113) | 0.122(0.129) | -0.352(0.201) | 0.204(0.228) | -0.111(0.133) |
| 医疗保险(有=1) | 0.073(0.078) | -0.212** (0.069) | -0.172(0.099) | -0.208(0.141) | -0.075(0.074) |
| 区域(西部) | | | | | |
| 中部 | -0.062(0.081) | 0.114(0.097) | 0.186(0.123) | -0.018(0.157) | -0.078(0.105) |
| 东部 | 0.028(0.076) | 0.092(0.090) | 0.098(0.112) | 0.104(0.135) | 0.250** (0.086) |
| 居住地(城市=1) | 0.404*** (0.066) | 0.522*** (0.081) | 0.338*** (0.096) | 0.336** (0.123) | 0.390*** (0.074) |
| 性别(女性=1) | -0.189** (0.067) | 0.074(0.079) | -0.229* (0.097) | -0.322** (0.121) | -0.100(0.064) |
| 年龄(60~79岁) | | | | | |
| 80~99岁 | 0.247** (0.095) | 0.175(0.124) | 0.188(0.130) | 0.124(0.148) | -0.075(0.087) |
| 100岁及以上 | 0.018(0.118) | 0.054(0.146) | 0.243(0.163) | -0.308(0.216) | -0.514*** (0.111) |
| IADL(完好) | | | | | |
| 一般受损 | 0.068(0.087) | 0.267* (0.117) | 0.119(0.128) | 0.277(0.161) | 0.474*** (0.096) |
| 严重受损 | 0.155(0.101) | 0.536*** (0.125) | 0.271(0.153) | 0.894*** (0.183) | 0.742*** (0.112) |
| ADL(完好) | | | | | |
| 一般受损 | 0.011(0.086) | -0.190(0.099) | -0.001(0.127) | -0.353* (0.169) | 0.049(0.087) |
| 严重受损 | 0.015(0.105) | -0.254* (0.115) | 0.082(0.142) | -0.106(0.170) | 0.424*** (0.091) |
| 配偶状况(无=1) | 0.786*** (0.109) | 0.453*** (0.114) | 0.490*** (0.127) | 0.571*** (0.138) | 0.589*** (0.078) |
| 子女数量(5个及以上) | | | | | |
| 1~4个 | 0.289*** (0.073) | 0.322*** (0.081) | 0.389*** (0.100) | 0.332** (0.121) | 0.078(0.063) |
| 无 | 1.409*** (0.081) | 1.475*** (0.101) | 1.708*** (0.129) | 1.563*** (0.169) | 0.770*** (0.110) |
| 常数项 | -3.386*** (0.156) | -3.690*** (0.194) | -3.289*** (0.233) | -3.392*** (0.301) | -3.152*** (0.169) |
| 样本量 | 14167 | 15473 | 8183 | 5473 | 10088 |

注:括号内变量为参照组;表中数据为回归系数,括号内数据为标准误;*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的水平上显著。

中居住地不同,造成的养老机构利用差异更大。表 3 显示,所有年份居住地对养老机构服务利用均显著,居住在城市的老年人更有可能获得机构养老,东部地区老年人的服务利用优势在后期逐步显现。由于城市的供给体系更加完善,服务可及性相对较好,老

年人获取服务的可能性更大。同时,机构养老体系建设需要大量成本投入,体系运营需要一定的社会承受力,在福利社会化改革中,东部地区的社会经济优势得以转化为服务可及性优势,该地区老年人从中获益。由于居住在城市及东部地区老年人的家庭收入水平更高(见表4),可及性资源的促进作用更有利于高收入人群对养老机构服务的利用。比较表4的贡献值发现,2005~2008年,居住地类型对养老机构利用差异的贡献最明显。2011年以后,收入贡献超越居住地类型,成为服务利用差异形成的首要因素。

(二) 家庭照料资源不足促进低收入老年人的服务利用

个体健康欠佳对养老机构服务利用的促进作用有限。与男性相比,女性老年人服务利用的可能性更小。但这未必表明女性自理能力好于男性,而可能是婚姻挤压下符合家庭补缺标准的单身男性更多(郭秋菊、靳小怡,2016)。受文化影响,高龄老人的家庭养老偏好抑制了体弱者的服务利用需求,百岁老人的机构养老利用率没有明显高于其他年龄段的老人,甚至在2018年利用率低于80岁以下老人。此外,自理能力对利用的影响力不大,社会活动能力(IADL)和日常生活能力(ADL)分别在2008和2018年后开始显著促进服务利用。个体健康对服务利用的影响有限,同时个体健康在不同收入人群中的分布差异不大。

家庭资源不足显著增加了服务利用,使低收入老年人更具服务利用优势。表3显示,无论在哪个年份,无配偶和子女数量不足均会减少老年人获得家庭照料的可能性,从而增加其利用机构养老的可能性,这一结果印证了中国以家庭补缺为目标的机构养老决策逻辑和政策导向。大部分情况下,无配偶及无子女老年人的家庭收入更低(见表4),因此家庭照料资源不足促进低收入人群机构养老的利用,进而缩小了不同收入人群之间的利用差异。

贫困人群的照料需要更大,客观上增加了低收入人群利用优势。不同之处在于个体健康欠佳促进西方国家低收入人群利用,而家庭照料资源不足增加中国低收入人群利用。在西方多国养老体系研究中,基于个体照料需要的评估准入制度较为完善,因此个体健康对利用差异的贡献相对突出。但中国机构养老源起于救助体系,旨在解决“三无”老人的基本生活保障问题,体系对体弱照料需要的回应有限,市场出于成本考虑容易产生“逆向选择”,机构养老的照料功能有待进一步提升。另外,表4显示,5个年份水平公平指数分别为0.049、0.361、0.263、0.407、0.497,与实际利用差异(集中指数)变化趋势基本一致,机构养老体系差异程度呈上升趋势,比实际所观测的利用差异更大。

(三) 市场调节作用增强、家庭补偿功能减弱造成机构养老利用差异扩大

表5变动分解结果显示,模型中累计贡献变动最大的变量是收入。具体来看,收入的变动主要源于最高收入组的弹性系数变化,随着机构养老社会化改革推进,收入对服

表4 2005~2018年机构养老利用差异分解结果

| 变 量 | 2005年 | | 2008年 | | 2011年 | | 2014年 | | 2018年 | |
|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | CI | 贡献值 |
| 收入分组(最低) | | | | | | | | | | |
| 较低 | -0.473 | 0.016 | -0.496 | 0.022 | -0.481 | 0.020 | -0.447 | 0.010 | -0.524 | 0.012 |
| 一般 | 0.080 | -0.004 | 0.084 | -0.005 | 0.031 | -0.001 | 0.111 | -0.005 | -0.014 | 0.001 |
| 较高 | 0.534 | -0.015 | 0.542 | -0.010 | 0.498 | -0.016 | 0.541 | -0.016 | 0.493 | -0.028 |
| 最高 | 1.000 | 0.002 | 1.000 | 0.065 | 1.000 | 0.092 | 1.000 | 0.083 | 1.000 | 0.143 |
| 受教育程度(文盲) | | | | | | | | | | |
| 小学 | 0.077 | -0.001 | 0.109 | 0.005 | 0.060 | -0.001 | 0.053 | 0.002 | 0.014 | 0.000 |
| 中学及以上 | 0.439 | 0.012 | 0.400 | 0.004 | 0.356 | -0.001 | 0.334 | 0.004 | 0.450 | -0.010 |
| 离退休待遇(无) | | | | | | | | | | |
| 退休 | 0.589 | -0.007 | 0.637 | -0.005 | 0.598 | 0.019 | 0.612 | 0.013 | 0.629 | 0.034 |
| 离休 | 0.558 | -0.002 | 0.658 | -0.001 | 0.344 | 0.000 | 0.101 | -0.001 | 0.241 | 0.000 |
| 公费医疗(有=1) | 0.509 | 0.011 | 0.610 | 0.004 | 0.581 | -0.005 | 0.603 | 0.003 | 0.456 | -0.001 |
| 医疗保险(有=1) | 0.377 | 0.006 | -0.115 | 0.011 | -0.137 | 0.018 | -0.197 | 0.026 | -0.126 | 0.006 |
| 个体资源合计 | | 0.018 | | 0.090 | | 0.125 | | 0.119 | | 0.157 |
| 区域(西部) | | | | | | | | | | |
| 中部 | -0.183 | 0.003 | -0.117 | -0.003 | -0.131 | -0.006 | -0.179 | 0.001 | -0.187 | 0.003 |
| 东部 | 0.390 | 0.004 | 0.190 | 0.005 | 0.231 | 0.009 | 0.175 | 0.005 | 0.232 | 0.022 |
| 居住地(城市=1) | 0.460 | 0.084 | 0.445 | 0.073 | 0.291 | 0.039 | 0.328 | 0.030 | 0.346 | 0.054 |
| 可及性资源合计 | | 0.091 | | 0.075 | | 0.042 | | 0.036 | | 0.079 |
| 性别(女性=1) | -0.065 | 0.007 | -0.053 | -0.001 | -0.070 | 0.007 | -0.015 | 0.002 | -0.082 | 0.003 |
| 年龄(60~79岁) | | | | | | | | | | |
| 80~99岁 | -0.043 | -0.005 | -0.032 | -0.002 | -0.016 | -0.001 | 0.017 | 0.001 | 0.014 | 0.000 |
| 100岁及以上 | -0.007 | 0.000 | 0.020 | 0.000 | -0.046 | -0.002 | -0.065 | 0.001 | -0.075 | 0.004 |
| IADL(完好) | | | | | | | | | | |
| 一般受损 | -0.060 | -0.001 | -0.059 | -0.004 | -0.038 | -0.001 | -0.023 | -0.001 | -0.062 | -0.009 |
| 严重受损 | -0.004 | 0.000 | -0.007 | -0.001 | -0.051 | -0.004 | -0.033 | -0.009 | -0.027 | -0.007 |
| ADL(完好) | | | | | | | | | | |
| 一般受损 | 0.069 | 0.000 | 0.079 | -0.001 | 0.001 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | -0.003 | 0.000 |
| 严重受损 | 0.039 | 0.000 | 0.040 | 0.000 | -0.003 | 0.000 | 0.036 | 0.000 | -0.002 | 0.000 |
| 个体健康合计 | | 0.001 | | -0.009 | | -0.001 | | -0.006 | | -0.009 |
| 配偶状况(无=1) | -0.050 | -0.020 | -0.013 | -0.002 | -0.037 | -0.008 | 0.017 | 0.003 | -0.040 | -0.010 |
| 子女数量(5个及以上) | | | | | | | | | | |
| 1~4个 | 0.057 | 0.007 | 0.062 | 0.006 | 0.083 | 0.012 | 0.106 | 0.010 | 0.175 | 0.005 |
| 无 | -0.157 | -0.057 | -0.137 | -0.034 | -0.176 | -0.061 | -0.171 | -0.035 | -0.115 | -0.005 |
| 家庭照料资源合计 | | -0.070 | | -0.030 | | -0.057 | | -0.022 | | -0.010 |
| 残差 | | -0.060 | | 0.196 | | 0.096 | | 0.252 | | 0.269 |
| 合计 | | -0.020 | | 0.322 | | 0.205 | | 0.379 | | 0.486 |
| HI | | 0.049 | | 0.361 | | 0.263 | | 0.407 | | 0.505 |

注:表中CI为集中指数;HI为水平公平指数,表示非需要因素所致利用差异,是体系公平性的评价指标,水平公平指数=集中指数-需要因素贡献。本文需要因素包括个体健康和家庭照料资源。

表5 2005~2018年机构养老利用差异变动分解结果

| 变 量 | 2005~2008年 | | 2008~2011 | | 2011~2014 | | 2014~2018 | | 累计 变动 |
|-------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------|
| | $\Delta\eta C$ | $\Delta C\eta$ | |
| 收入分组(最低) | | | | | | | | | |
| 较低 | 0.0046 | 0.0010 | -0.0013 | -0.0006 | -0.0096 | -0.0007 | 0.0006 | 0.0018 | -0.0042 |
| 一般 | -0.0006 | -0.0002 | 0.0010 | 0.0024 | 0.0000 | -0.0036 | -0.0021 | 0.0080 | 0.0049 |
| 较高 | 0.0045 | -0.0001 | -0.0074 | 0.0014 | 0.0014 | -0.0013 | -0.0149 | 0.0027 | -0.0136 |
| 最高 | 0.0625 | 0.0000 | 0.0269 | 0.0000 | -0.0083 | 0.0000 | 0.0598 | 0.0000 | 0.1409 |
| 受教育程度(文盲) | | | | | | | | | |
| 小学 | 0.0040 | 0.0013 | -0.0070 | 0.0011 | 0.0035 | -0.0002 | -0.0019 | 0.0000 | 0.0008 |
| 中学及以上 | -0.0075 | -0.0004 | -0.0053 | 0.0001 | 0.0055 | -0.0003 | -0.0115 | -0.0025 | -0.0220 |
| 离退休待遇 | | | | | | | | | |
| 退休 | 0.0021 | -0.0004 | 0.0257 | -0.0012 | -0.0060 | 0.0003 | 0.0192 | 0.0009 | 0.0406 |
| 离休 | 0.0014 | -0.0002 | 0.0006 | 0.0003 | -0.0015 | 0.0013 | 0.0007 | 0.0003 | 0.0029 |
| 公费医疗(有=1) | -0.0082 | 0.0006 | -0.0084 | 0.0002 | 0.0070 | 0.0001 | -0.0042 | 0.0004 | -0.0125 |
| 医疗保险(有=1) | -0.0432 | 0.0490 | 0.0037 | 0.0030 | -0.0002 | 0.0079 | -0.0161 | -0.0035 | 0.0006 |
| 区域(西部) | | | | | | | | | |
| 中部 | -0.0069 | 0.0015 | -0.0027 | -0.0007 | 0.0065 | 0.0001 | 0.0020 | 0.0001 | 0.0000 |
| 东部 | 0.0058 | -0.0053 | 0.0020 | 0.0015 | -0.0023 | -0.0015 | 0.0117 | 0.0054 | 0.0173 |
| 居住地(城市) | -0.0082 | -0.0024 | -0.0140 | -0.0206 | -0.0121 | 0.0034 | 0.0214 | 0.0028 | -0.0296 |
| 性别(女性=1) | -0.0084 | 0.0003 | 0.0068 | 0.0018 | 0.0000 | -0.0056 | -0.0009 | 0.0028 | -0.0032 |
| 年龄(60~79岁) | | | | | | | | | |
| 80~99岁 | 0.0024 | 0.0007 | -0.0006 | 0.0013 | 0.0006 | 0.0012 | -0.0011 | 0.0001 | 0.0046 |
| 100岁及以上 | 0.0000 | 0.0002 | 0.0005 | -0.0023 | 0.0023 | 0.0003 | 0.0024 | 0.0005 | 0.0040 |
| IADL(完好) | | | | | | | | | |
| 一般受损 | -0.0026 | 0.0001 | 0.0018 | 0.0007 | -0.0010 | 0.0009 | -0.0018 | -0.0055 | -0.0073 |
| 严重受损 | -0.0005 | -0.0004 | 0.0006 | -0.0035 | -0.0106 | 0.0053 | 0.0007 | 0.0016 | -0.0069 |
| ADL(完好) | | | | | | | | | |
| 一般受损 | -0.0010 | -0.0001 | 0.0011 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | -0.0001 |
| 严重受损 | -0.0005 | 0.0000 | 0.0007 | -0.0003 | 0.0000 | -0.0002 | 0.0021 | -0.0020 | -0.0002 |
| 配偶状况(无=1) | 0.0115 | 0.0061 | -0.0007 | -0.0051 | 0.0014 | 0.0096 | 0.0010 | -0.0137 | 0.0102 |
| 子女数量(5个及以上) | | | | | | | | | |
| 1~4个 | -0.0015 | 0.0004 | 0.0029 | 0.0032 | -0.0049 | 0.0021 | -0.0064 | 0.0021 | -0.0022 |
| 无 | 0.0171 | 0.0050 | -0.0132 | -0.0135 | 0.0250 | 0.0010 | 0.0276 | 0.0025 | 0.0517 |

注:表中 $\Delta\eta C$ 表示弹性系数变化所产生的贡献变动, $\Delta C\eta$ 表示集中指数变化所产生的贡献变动。残差为0.3293,合计为0.5060。

务利用的影响逐步增强,对服务利用差异的贡献也越来越大。可见高端养老细分市场正在形成,机构养老被越来越多地高收入家庭所接受,进而形成更为多元的服务利用模式,导致有利于高收入人群的利用差异持续扩大。前文已经表明2011年后收入贡献超过居

住地,成为机构养老利用差异形成的主要原因。通过变动分解可以看出,居住地贡献在前期微弱缩小,后期又增大,累计贡献变动甚微,这说明收入的贡献与近年来所倡导的城乡一体化建设相关性不大,高收入人群的利用优势仍然与二元结构关系密切,只是市场配置的作用在后期越发明显。

子女数量对机构养老利用差异的贡献变动也较为明显,变动累计值为正,表明高收入老年人利用优势随着时间推移而增加。表5数据显示,子女数量贡献变动源于弹性系数的变化,即子女数量对机构养老利用的影响力减弱。结果说在多元供给体系中,子女缺失不再是机构养老的利用必要条件,这种变化虽然减弱了家庭补缺型准入机制对低收入老年人的保护,但让家庭的照料决策更加灵活,子女照料压力得以缓解。然而,个体健康的集中指数和弹性系数变化十分微弱。一方面表明不同收入人群之间的健康差异变化甚微,另外一方面显示出养老机构的“体弱照料”功能没有太大改变。

五、结论与讨论

本文基于2005~2018年中国老年健康影响因素跟踪调查数据,运用集中指数及其分解方法,分析福利社会化背景下的机构养老利用差异及变动,得到以下主要结论:(1)21世纪以来,位于收入分布两端的老年人从机构养老体系中获益最多。(2)随着社会福利化改革的推进,服务利用从整体均等转向有利于高收入人群,且有持续扩大的趋势。(3)市场机制和城乡二元结构导致的养老机构利用差异,主要由于高收入人群具有养老服务利用优势。(4)以补偿家庭照料资源不足为目标的机构养老决策增加了低收入人群服务利用的优势。(5)收入的促进作用日益增强,同时基于家庭的补偿功能逐渐减弱,二者共同导致有利于高收入人群的机构养老利用,而且差异持续扩大。

由于福利社会化政策的推行,机构养老从集体、政府二元供给发展为社会多元供给。发展机制的转型盘活了社会资源,激发了市场能动性,服务数量和服务质量显著提升。老年人的家庭经济资源得以在体系中转化为照料服务,老年人的多元化、高层次需要能够在市场中得到满足,社会总体福利增加。然而,养老机构作为社会支持体系之一,其公共属性和照料功能不能忽视,总量提升不等于解决照料问题。目前养老机构的照料能力依然不足;政府的救助制度为贫困老年人兜底,养老市场缓解了高收入老年人的照料需求,但普通老年人的服务利用意愿和购买力不足;农村老年人的收入和服务可及性均低于城市地区,在机构利用上的劣势更明显。为了满足老年人日益增长的美好生活需要,实现全民共享经济发展成果,要在全面放开养老服务市场,提升养老服务质量的的同时,强化养老机构体系公共属性和照料功能。具体措施包括:规范养老服务市场,扩大护理型服务资源;尽快建立长期护理保险制度,提升普通老年人服务购买力;公共养老资源向农村地区倾斜,向失能、半失能老年人倾斜,向贫困老年人倾斜。

参考文献:

1. 董红亚(2010):《中国政府养老服务发展历程及经验启示》,《人口与发展》,第5期。
2. 郭秋菊、靳小怡(2016):《婚姻挤压对农村流动男性养老意愿的影响——基于压力应对理论的分析》,《人口学刊》,第2期。
3. 刘柏惠等(2012):《老年人社会照料和医疗服务使用的不均等性分析》,《中国人口科学》,第3期。
4. 民政部社会福利和慈善事业促进司(2018):《为了夕阳红满天——老年人福利与养老服务40年发展历程与成就》,《中国民政》,第24期。
5. 谭兵(2018):《工具运用与选择偏好:发展机构养老服务政策研究》,《中山大学学报(社会科学版)》,第5期。
6. 孙鹃娟、沈定(2017):《中国老年人口的养老意愿及其城乡差异——基于中国老年社会追踪调查数据的分析》,《人口与经济》,第2期。
7. 解堃(2009):《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》,《经济研究》,第2期。
8. Braveman P., Tarimo E., Creese A., Monasch R., Nelson L.(1996), *Equity in Health and Health Care: A WHO/SIDA Initiative*. Geneva: World Health Organization: 15-21.
9. Carrieri V., Novi C.D., Orso C.E.(2017), Home Sweet Home? Public Financing and Inequalities in the Use of Home Care Services in Europe. *Fiscal Studies*. 38(3):445-468.
10. Oaxaca, R.L.(1973), Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*. 14(3):693-709.
11. O'Donnell O., van Doorslaer E., Wagstaff A., Lindelow M.(2007), *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data: A Guide to Techniques and Their Implementation*. Washington, D.C.: the World Bank.
12. Rodrigues R., Ilinca S., Schmidt A.E.(2018), Income-rich and Wealth-poor? The Impact of Measures of Socio-economic Status in the Analysis of the Distribution of Long-term Care Use among Older People. *Health Economics*. 27(3):637-646.
13. Wagstaff A.(2005), The Bounds of the Concentration Index When the Variable of Interest is Binary, with an Application to Immunization Inequality. *Health Economics*. 14(4):429-432.
14. Wagstaff A., Paci P., Doorslaer E.V.(1991), On the Measurement of Inequalities in Health. *Social Science & Medicine*. 33(5):545-557.
15. Wagstaff A., van Doorslaer E.(2000), Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care. *Journal of Human Resources*. 35(4):716-733.

(责任编辑:朱 犁)

Regional Development and Its Determinants of Adjacent versus Distant Population Urbanization in China*Pan Zehan Wang Guixin · 41 ·*

Combining geographical and temporal dimensions, this paper proposes a urbanization measurement using county as basic geographical unit and traveling distance of a 2- hour or 4- hour driving as the criteria of adjacent urbanization. It explores current regional development characteristics and the proximate determinants of adjacent and distant urbanization. The study finds that adjacent urbanization makes a greater contribution to the urbanization in most northern provinces, whilst the contribution of distant urbanization is equivalent to that of adjacent urbanization in southern provinces; the provinces that attract in- migrants nationwide and the sparsely populated provinces rely more heavily on distant urbanization. The contribution of adjacent urbanization (within 4- hour driving distance) increases with GDP per capita, the proportion of non- agricultural industries and average altitudes. It decreases with increasing registered population urbanization rate, population density, and the undulation of topography. The contribution of distant urbanization increases with the level of net in- migration and the distance to the nearest center cities. The impact of longitude is greater for adjacent urbanization than for distant urbanization under the 4- hour- driving criteria. And the impact of latitude is greater for the distant urbanization under the 2- hour- driving criteria.

Postponement and Recuperation of First Marriage of Chinese Women*Jiang Quanbao Dan Jingyi · 53 ·*

Chinese women delay marriage, the marriage rate is decreasing and the mean age at first marriage is increasing, which has aroused widespread concerns in the society. Using the 1990, 2000 and 2010 census data, according to the age- specific rate of first marriage, proportion of ever- married, marriage postponement, marriage recuperation, and the recuperation index, the paper analyses marriage postponement and recuperation of the women in the birth cohorts of 1930- 1985, the rural- urban difference of women's marriage postponement and recuperation in the birth cohorts of 1965- 1980, and its effect resulted from women's education improvement. The results indicate a decreasing proportion of ever- married and marriage postponement in the birth cohorts of 1930- 1985. The rural- urban difference of marriage postponement and recuperation exists. The improvement of women's education has a delaying effect on marriage. In the birth cohorts of 1930- 1970, marriage postponement was completely recuperated. Even though marriage postponement did not completely recuperate in the birth cohorts of 1975- 1980, the recuperation index was high and the proportion of never- marrying women was very low. However, in the birth cohorts of 1985, the recuperation index was significantly lower than that in the older cohorts. The proportion of never- marrying women increases, and the possibility of marriage delay turning into marriage forgoing also increases.

Dynamics of Health Productivity of Chinese Residents and Its Determinants*Yu Jiali and Others · 66 ·*

Using DEA- Malmquist model, decomposable Theil index and spatial (traditional) econometric model, the paper examines the dynamics of Chinese residents' health productivity and its influencing factors from 2002 to 2017. The results show that the average values of overall, technical and scale productivity of health are 0.696, 0.849 and 0.807 between 2002 and 2017, and the total factor productivity (TFP) decreased by 0.5% annually. The health productivity of residents differs in the eight economic zones. The inter- region differences are the main reasons of the gap in the overall health productivity, and the intra- region variation dominates the change of TFP. Population density and education level of residents both have significant positive effects on the overall health productivity, and the medical insurance participation rate has a significant negative effect on the health productivity. Urbanization rate has a positive effect on the change of residents' health productivity, and medical insurance participation rate has a negative effect on the change of residents' health productivity.

The Disparities in Nursing Institution Utilization in the Process of Welfare Socialization:**An Empirical Study Using Concentration Index Method***Luo Yan Ding Jianding · 79 ·*

This paper uses the Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (2005- 2018) data to estimate income- related

disparities in elder's nursing institution utilization with the Concentration Index and its decomposition method. The results show that the elderly who are at the top or bottom of the income ladder benefit most from the institution for old-age care system. Along with the welfare socialization, the Concentration Index of utilization has increased from -0.020 in 2005 to 0.486 in 2018, and the distribution of utilization is increasingly pro-rich. The positive effects of high income and living in the city on utilization are the main reasons for pro-rich inequality. The policy, which aims at compensating for the lack of family care, protects the poor who need care. In the process of reform, the positive effect of high income strengthens, and the compensation mechanism for family weakens, which jointly contribute to the increasing utilization inequality. It is suggested to improve the equity of institution for old-age care system.

New Progresses in Top Income Correction Techniques

Wan Haiyuan · 91 ·

This paper reviews the latest developments in correction techniques for top incomes, and compares the advantages and disadvantages of various parametric and non-parametric estimation techniques. It finds that frontiers, including the capitalized income approach, semi-parametric non-standard bootstrap method, the new extended power-law distribution approach and modern data splicing technology, can effectively correct the missing top incomes. After correction, income inequality goes up significantly, and its trend may be even reversed. Therefore it is important to correct the data from household surveys in empirical research. The paper suggests that we should enlarge sample size whenever possible, retain outliers information, and use semi-parametric bootstrap method and Gini coefficient indicator. Meanwhile, we should take into account the data availability of top income, research objective, analysis units and indicator coordination in choosing a proper correction technique. We should investigate the authenticity of household survey data, improve the compliance rate of top income, increase micro-data openness from administrative departments, provide more detailed income grouping information, and explore digital technology to obtain top income data, and thereby improve the representativeness of the household survey data in China.

The Change and Interaction between Couples' Fertility Preferences

Qing Shisong · 106 ·

Based on the data from China Family Panel Studies (CFPS) in 2014 and 2018, this paper fits multinomial logistic and structural equation model (SEM) to analyze the change and interaction between couples' fertility preferences. The results show that, (1) individual fertility preference is stable for most respondents between 2014 and 2018, but roughly 27% adjust their ideal number of children. Among those who changed their fertility preference, approximately half increased and half decreased their ideal number of children. (2) Both partners influence each other's fertility preferences, which makes the couples' preferences converge over time. (3) There are similarities and differences in the determinants of men's and women's fertility preferences and related changes. These findings have implications in understanding the mechanism and interaction process of household fertility decision-making.

An Analysis of the Families Actually Having a Second Child: Based on the Survey in Shanghai

Chen Rong Gu Baochang · 116 ·

This paper analyzes the families actually having a second child since the adjustment of the fertility policy, based on a self-organized survey of the couples registered in Shanghai in 2017 who have had a second birth in the past three years. The results show that most of the women who have a second child were born in the late 1970s and 1980s. Couples having higher education, higher incomes, a full-time housewife or one who works more flexibly and less intensively, having parents' support for child care, and those whose first child is a girl, are more likely to have a second child. It reveals that the families having the second child tend to be those with sufficient childcare resources, and more likely be driven by emotional desire. It thus suggests that making public policies to reduce childbearing/rearing costs for families may be an efficient way to release fertility potential.