

京津冀协同发展背景下的在京老年人异地养老意愿研究

秦聪^{1,2}, 张跃松^{1,2}

(1. 中国人民大学 国家发展与战略研究院, 北京 100872; 2. 中国人民大学 公共管理学院, 北京 100872)

摘要: 面对人口老龄化的挑战和京津冀协同发展的机遇, 异地养老作为缓解首都养老压力的可行之策得到广泛关注。为深入了解当前北京市老龄人口的异地养老意愿, 利用分层随机抽样的方法对京津冀地区的 800 位老年人进行调查, 并利用倾向得分匹配法进行研究。研究发现: 尽管京津冀三地政府均已出台政策为在京老人到周边城市养老提供便利, 但目前北京市老龄人口的异地养老意愿仍较弱; 而当前具有异地养老意愿的在京老人主要关注承接城市的生态环境, 而尚无迁移意愿的在京老人则仅当承接城市提供养老补贴和具备更好的养老服务条件时才愿意选择异地养老的生活方式。

关键词: 异地养老; 京津冀协同发展; 倾向得分匹配法

中图分类号: C979 文献标识码: A 文章编号: 1005-0566(2020)08-0131-12

Off-site Elderly Care of Beijing Residents under the Background of Collaborative Development of Beijing, Tianjin and Hebei

QIN Cong^{1,2}, ZHANG Yue-song^{1,2}

(1. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. School of Public Administration and Policy, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Under the Background of Collaborative Development of Beijing, Tianjin and Hebei, off-site elderly care has become a plausible way to solve the problem of ageing population in Beijing. To understand the current inclination of migration for the elder in Beijing, in 2018, we conducted a survey on 800 samples resided in Beijing, Tianjin and Hebei, using stratified sampling method. Drawn on the survey data and a propensity score matching estimator, we find that although a number of policies have been announced to encourage the off-site elder from Beijing to cities nearby, at present, the willingness of migration for Beijing elder is rather lower than that of in other regions. Moreover, for those Beijing elder inclined to migrate, they are attracted by the better environment conditions in target cities; and for those currently without willingness to migrate, they would change their minds only if target cities provide subsidies and improved elderly care services.

Key words: Off-site elderly care; collaborative development of Beijing, Tianjin and Hebei; propensity score matching

收稿日期: 2020-01-22 修回日期: 2020-07-15

基金项目: 国家社会科学基金(17BRK023)。

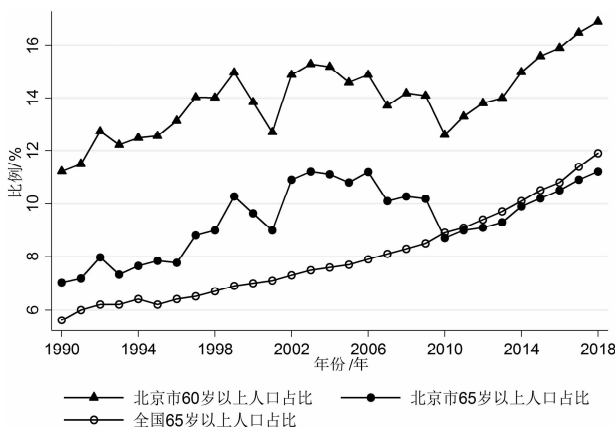
作者简介: 秦聪(1988—), 男, 辽宁锦州人, 中国人民大学国家发展与战略研究院讲师, 博士。

一、引言

近几十年来,随着人口出生率和死亡率的持续降低,以及人口预期寿命的显著增长,世界各主要经济体正在经历着人口老龄化程度不断加深的过程^[1-2]。在这一全球趋势中,虽然我国步入老龄化社会的时间相对较晚——于 1999 年正式成为老龄化国家^①,但随后老龄化程度深化之快远超预期,引发了社会各界对于我国养老体系和养老能力的担忧^[3-5]。截至 2018 年年底,我国 65 岁以上人口占比为 11.9%^②。据推测,这一比例将在 2045 年达到 25%^[6],并在 2050 年进一步增至 30% 以上^[7]。这意味着,在未来较长的一段时期内,我国的养老压力将持续增大。其中,各大城市面对的养老形势可能尤为严峻。一方面,由于各大城市的经济社会发展领先其他地区,往往更早进入老龄化社会,现阶段老龄化程度亦较深;另一方面,随着近年来人口不断向大城市集中,大城市的道路拥堵、生活成本激增等问题愈发显现,严重侵蚀了当地的公共服务能力,导致老年人难以获得较为舒适的生活环境^[8]。

北京作为我国的首都和国际特大城市,上述问题显得尤为突出^[9]。北京市进入老龄化社会的时间可以追溯到 1990 年,截至 2018 年,北京市 60 岁以上和 65 岁以上老年人占总人口比重分别为 16.9% 和 11.2% (见图 1)。由于北京先于全国步入老龄化社会,其发展过程中遇到的问题及尝试的解决办法可以为其他城市提供宝贵的经验。现阶段,为缓解老龄化带来的养老压力,同时为在京老年人提供更多的养老选择,在京津冀协同发展的战略背景下,以域内城市群职能优化为契机,北京市协同京津冀两地在家庭养老和社区养老之外,为在京老人提供了“异地养老”的新选择。以 2015 年《京津冀民政事业协同发展合作框架协议》和 2016 年《京津冀养老工作协同发展合作协议》的陆续签订为标志,异地养老正式成为京津冀协同发展战略中的重要一环。此后,三地政府又出

台了一系列后续政策,进一步为鼓励在京老人异地养老保驾护航。



注:数据来自历年的《中国统计年鉴》和《北京统计年鉴》。

图 1 全国及北京市老龄人口占比

需要指出的是,异地养老政策的本质是政府起引导作用、市场发挥主要作用的一种养老选择^[10]。这意味着,相关政策的出台并不必然会导致在京老人外迁,从而有助于缓解首都的人口和养老压力,其最终的成效仍取决于老人的迁移意愿。那么,现阶段在京老人的异地养老意愿有几何?哪些又是影响老人迁移意愿的关键因素呢?为厘清上述问题,作者研究团队在 2018 年展开了随机抽样调查,调查范围覆盖北京市、天津市和河北省部分城市。基于详实的一手数据,本文以京津冀地区老人为对照组,利用倾向得分匹配法(propensity score matching)对样本的选择偏差加以矫正,较为准确地识别出在京老龄人口的异地养老意愿,继而揭示出现阶段左右老龄人口异地养老意愿的重要因素。具体而言,我们发现当前存在着亟需解决的矛盾:为应对首都日益加剧的人口增长和养老压力,以及实现区域内部职能优化,在京津冀协同发展的背景下,三地政府纷纷出台政策为在京老人到首都周边城市养老提供便利;然而,与周边(潜在承接)地区相比,当前北京市老龄人口的异地养老意愿呈明显低迷态势。进一步的研究表明,对于当前具有异地养老意愿的

① 根据联合国给出的定义:一个国家或地区 60 岁(65 岁)以上人口的比例在 10%(7%) 以上,即可认为其进入老龄化社会。

② 数据来源:2019 年《中国统计年鉴》。

在京老人来说,其大都为承接城市良好的生态环境所吸引;而对于尚无异地养老意愿的在京老人而言,仅当承接城市提供养老补贴及具备更好的养老服务条件时,他们才愿意选择异地养老。这意味着,为有效引导在京老人选择异地养老,应当在首都周边着力打造生态宜居和养老设施完备的目标城市,同时可以斟酌考虑在现有交通补贴和床位补贴的基础上加大对移居老人提供养老补贴。

本文余下部分的结构安排如下:第二节对既有研究做以简要综述;第三节介绍了本文所使用调查数据的相关信息,并对结果变量和匹配变量分别做以描述;第四节介绍了本文的计量策略;第五节给出基准结果、稳健性检验结果和后续分析结果;最后一节为结论和政策建议部分。

二、文献综述

长期以来,国外退休老人选择移居养老已经成为一种较为普遍的现象,与其相关的研究也较为充分。与之不同,我国关于异地养老的研究起步较晚,目前主要集中在以下三个方面。

第一类文献以学理性研究为主,主要关注于异地养老概念的界定。陈宜等(2006)^[10]认为异地养老是指老年人离开现有住宅,到外地居住的一种养老方式,其实质是移地养老。姜向群等(2012)^[11]进一步强调了原居地与迁居地之间的空间位移,指出新旧生活地间须跨越县域边界。何阳等(2017)^[12]则认为异地养老所需的迁移应跨越地级市边界,且异地停留时间应至少达到每季度累计一个月。王树新(2006)^[13]同样认为异地养老需要老人在迁居地居住较长时间,但是具体的停留时间标准为每年至少三个月;且迁移老人必须要有明确的异地养老目的。尽管上述各定义间存在差异,但是我们可以从中总结出异地养老的三个基本要素:第一,迁移主体是具有异地养老意愿的老年人;第二,原居地和迁居地之间存在行政区划上的位移;第三,在迁居地的居住时间上要具有持续性。进一步,从异地养老的组成要素

可以看出,异地养老虽在一定程度上具有竞争性和排他性,但鉴于养老本身于经济社会而言具有正外部性,其仍属于公共物品范畴。这一属性决定了政府具有介入的必要性^[12]。因此,为较为准确地引导市场、弥补私人供给的不足,政府应当首先掌握当前异地养老的需求^①。

第二类研究聚焦于对当前异地养老发展的制约因素。首先,制度因素造成了地区间和城乡间的藩篱。在我国,地方政府提供的公共服务往往与本地户籍挂钩。目前,受限于户籍制度和缺少区域统筹,养老金异地领取及医疗费用异地报销等跨地区福利共享制度尚不完备^[14-15];特别地,北京市的外迁老人往往不愿放弃北京户口,导致其很难与承接地居民享受同样水平的公共服务,因而削弱了其异地养老意愿^[11,16]。其次,现有养老机构质量参差不齐。尽管随着经济的发展,我国养老产业已初具规模,但由于部分养老机构自身运营不规范和政府监管不足,涉及损害老年人利益的事件仍时有发生,这无疑会引发老年人对异地养老服务质量的担忧^[17]。最后,政策法规缺失导致存在法律风险。相对于家庭养老和社区养老,异地养老尚属新兴事物;特别地,由于异地养老的独特性,老年人在迁移途中和在适应移居城市过程中存在安全风险^[10]。虽然一些地区敢为人先,业已形成了一批具有地方特色的异地养老模式,但因为全国性和地区性相关政策法规的缺失,导致养老机构和老年人的法律责任划分不清,阻碍了异地养老的推广。

近年来,随着我国养老制度的不断完善,特别是京津冀养老协同发展战略实施后,出台了一系列旨在破除域内制约因素的政策。首先,以《京津冀民政事业协同发展合作框架协议》为依托,京津冀通勤补贴、养老机构床位补贴、社保对接试点和医保门诊异地结算等措施相继出台。这对于破除行政区划限制、打通三地制度藩篱具有重要意义。其次,《京津冀区域养老服务协同发展实施方案》

① 当前厘清异地养老市场的需求具有迫切意义:若低估市场需求,政府的介入不能很好地弥补私人提供的不足;而若高估,其会导致至少四方面的不良后果——浪费财政资金、影响政府形象、增加寻租空间和破坏市场秩序^[12]。

及后续文件中强调,要着力培育打造养老人才基地,并加强对相关行业的市场规范。最后,各级相关政府已经为域内养老保险的发展提供了政策支持,这有助于保障老年人的相关权益。显然,上述措施的出台有助于缓解之前文献中提及的问题。也正因如此,京津冀协同发展规划的出台对在京老年人的异地养老意愿产生了重大影响^[18],且对有子女在冀工作的老人影响尤为突出^[19]。然而,既有文献对于异地养老在京津冀协同发展框架下的研究尚不充分,特别忽视了追踪当下在京老人异地养老意愿的变化。

第三类文献鉴于了解京津冀老人、特别是在京老人异地养老意愿的重要性,利用调查数据对其相关影响因素进行探究。丁志宏等(2011)^[20]基于 2006 年的调查数据,发现具有异地养老意愿的老人占北京市总人口的 12.3%。王雯等(2018)^[21]于 2017 年采取调查问卷和深度访谈的方式发现北京市具有异地养老意向的老年人占比为 35.8%。孙伊凡等(2019)^[22]基于对 106 名北京老人的研究表明,具有异地养老意愿的占比为 13.2%。这些研究结果间存在着明显差异,其差异的直接来源在于数据收集方法上存在的问题:除丁志宏等(2011)^[20]外,其他研究均未采取随机抽样的调查方法(采用的多是偶遇或者对特定社区进行调查的方法),因而所得样本可能是有偏的,从而导致结论有失偏颇。除此之外,既有研究还存在两方面的问题:其一,在分析影响因素时,既有研究主要聚焦于样本的人口统计学特征和经济水平等客观特征,难以根据这种研究方法得到的结论制定相应的政策。例如,即便性别和学历对于异地养老意愿具有影响,也很难针对某一性别或某种学历群体制定导向型政策。其二,由于缺少合理的对照组,对于在京老人迁移意愿高低的判断缺少客观依据。

针对既有文献中存在的不足之处,本文可能

的贡献有两方面:一是在京津冀协同发展战略的大背景下,在原有制约异地养老的因素得到较好回应的情况下,通过较为科学合理的方法及时追踪在京老人异地养老意愿的变化,为相关政策的完善和后续政策的制定提供坚实的依据。二是在研究设计中采用更为严谨的方法——在数据收集时采取分层随机抽样的方法获得调查数据,并在实证分析中利用倾向得分匹配法为在京老人选择合理的对照组,从而得到真实可靠的京津冀域内老人异地养老意愿差异。与此同时,在分析异地养老意愿的影响因素时,我们采用主观问题的方式,得到了政策含义更强的结论。

三、数据与变量

(一)数据

本文所使用的数据来自作者研究团队于 2018 年进行的调查^①。本次调查的目的旨在较为全面地了解当前京津冀地区老年人的异地养老意愿,深入厘清影响域内老年人异地养老意愿的重要因素。本次调查共分为两个阶段:第一阶段为 2018 年 3 月,调查地点位于北京市;第二阶段为 2018 年 5 月,以天津市及河北省为调查地点。在第一阶段调查中,我们采用分层随机抽样的调查方法:首先,汇总北京市内的住宅小区及养老机构信息,从中随机抽取 13 处作为调查地点;其次,我们联系所抽取的社区和养老机构的相关负责人,说明调查目的及调查内容,在各位负责人的支持配合下,在其辖区内随机抽取 45 岁以上的居民^②。在第二阶段调查中,我们同样采用分层随机抽样的调查方法,但具体做法与第一阶段略有不同:首先,在河北省内随机抽取 5 个城市(廊坊市、秦皇岛市、承德市、张家口市和邢台市),连同天津市共 6 个城市作为调查城市;其次,与第一阶段相似,在上述城市中随机抽取小区及居民。在调查过程中,研究团队成员以调查问卷为基础对被访者进行一对

① 实地调研团队由 12 名调研员组成,负责具体的问卷发放与回收工作。在调研正式启动前,作者对调研员进行统一培训,确保其熟练掌握本次调研的重点及相关细节,特别做到可向调研对象清楚解释问卷中的各项问题。

② 我们之所以并未仅考虑 60 岁及以上的老年人,而是将样本的年龄限制放松到 45 岁,是因为我国存在提前离退休的现象^[23]。这部分离退休群体同样会进入养老市场,成为异地养老的潜在目标人群。

一访谈,因而可以在调查过程中控制调查质量——一方面可以及时解答受访者的疑问以保证问卷的顺利填写,另一方面可以将未填写完整的问卷返还给受访者并请求其填写完整以保证问卷的完整性和有效性。最终,共发出问卷 800 份,收回有效问卷 721 份,有效回收率约为 90%^①。调查问卷由两部分组成,第一部分主要涉及受访者的个人特征和家庭信息,第二部分主要围绕受访者对异地养老的态度及关注重点展开。需要说明的是,尽管我们采用了一对一访谈方式,力求获得受访者的完整问卷信息,但由于第一部分中包含的家庭月收入属于个人隐私,无法强制受访者填写,因而有效问卷中仍有部分问卷在其他信息完整的情况下唯独缺失了家庭收入信息。鉴于这一信息对本文研究的重要性,我们在最终的工作样本中剔除了这部分样本。本文最后使用的样本包含 559 名受访者,其中 262 人(占总样本的 46.9%)居住在北京市,297 人(占总样本的 53.1%)居住在天津市及河北省。由于异地养老政策旨在缓解首都的人口增长及老龄化压力,因而本文旨在考察京津冀区域内老年人口异地养老意愿的地区差异,特别关注于北京市老年人相对于周边地区的迁移意愿。为此,本文将居住在北京市的受访者视为处置组,而居于天津市和河北省的受访者则构成对照组。

(二) 结果变量

本文的结果变量为一个二元变量,表明受访者是否具有异地养老意愿:若其具有异地养老意愿则记为 1,否则为 0。表 1 第一部分对结果变量做以描述性统计。从中可以得到两点初步认识:第一,京津冀地区业已具有一定的异地养老潜力。对于京津冀老年人口整体而言,1/3 以上(36%)的人口具有异地养老意愿。第二,域内异地养老意愿呈现出较为明显的地区差异。北京市内的老年人移居意愿较低,仅有 24% 的受访者有异地养老倾向;相比而言,天津市及河北省老年人的移居意

愿则较高,约有半数(47%)的受访者表示愿意去其他城市养老。特别地,北京与津冀间异地养老意愿差异具有较强的统计显著性,意味着地区差异较为明显。

表 1 结果变量及匹配变量的描述性统计和倾向得分估计结果

	平均值(标准偏差)			差异: (2)-(3) (4)	倾向得分 估计: <i>probit</i> 回归(5)
	全样本 (1)	处置组 (2)	对照组 (3)		
第一部分:结果变量					
异地养老意愿	0.360 (0.480)	0.237 (0.426)	0.468 (0.500)	-0.231*** (0.040)	
第二部分:匹配变量					
性别	0.428 (0.495)	0.427 (0.496)	0.428 (0.496)	-0.0001 (0.042)	-0.071 (0.163)
年龄	4.691 (1.546)	5.011 (1.385)	4.407 (1.625)	0.604*** (0.129)	-0.013 (0.062)
受教育程度	3.508 (1.164)	3.870 (1.161)	3.189 (1.071)	0.682*** (0.094)	1.139 (0.085)
身体健康程度	0.689 (0.785)	0.977 (0.816)	0.434 (0.660)	0.543*** (0.062)	0.368 (0.277)
是否退休	0.837 (0.370)	0.885 (0.319)	0.795 (0.405)	0.091*** (0.031)	-0.140 (0.233)
退休前或正在机关工作	0.191 (0.394)	0.351 (0.478)	0.051 (0.219)	0.301*** (0.031)	1.179*** (0.254)
退休前或正在事业单位工作	0.089 (0.286)	0.008 (0.087)	0.162 (0.368)	-0.154*** (0.023)	-1.206*** (0.425)
每月收入	3.029 (1.350)	3.282 (1.432)	2.805 (1.234)	0.478*** (0.113)	0.030 (0.084)
每月生活支出	2.567 (1.131)	2.966 (1.159)	2.215 (0.980)	0.750*** (0.090)	0.060 (0.196)
是否拥有住房	0.871 (0.335)	0.920 (0.272)	0.828 (0.378)	0.092*** (0.028)	0.441* (0.241)
父母是否健在	0.639 (0.481)	0.847 (0.360)	0.455 (0.499)	0.393*** (0.037)	1.149*** (0.208)
子女看望频率	1.726 (1.029)	1.557 (0.718)	1.875 (1.223)	-0.318*** (0.086)	-0.124* (0.075)
是否独居	0.474 (0.500)	0.840 (0.368)	0.152 (0.359)	0.688*** (0.031)	1.607*** (0.209)
是否和配偶同住	0.342 (0.475)	0.080 (0.272)	0.572 (0.496)	-0.492*** (0.034)	-0.359 (0.226)
虚拟 R ²					0.570
样本数	559	262	297		559

注:(4)~(5)列括号里的数字为标准误差,*和***分别表示在 10% 和 1% 的置信水平上显著。

(三) 匹配变量

尽管我们采用分层抽样的方法确定调查样本,但北京样本与其他地区样本间仍可能在一些方面存在差异,进而导致两组样本在当前的居住城市选择方面以及异地养老意愿方面存在差别。为矫正潜在选择偏差,本文采用倾向得分匹配法,使两组样本在可观测特征上尽可能的相似。为充

① 在北京市发出问卷 350 份,收回有效问卷 340 份,有效回收率为 97%;在天津市发出问卷 70 份,收回有效问卷 48 份,有效回收率为 69%;在河北省发出问卷 380 份,收回有效问卷 333 份,有效回收率为 88%。

分利用调查收集的详细信息,在兼顾匹配质量的情况下,我们最终选取了 14 个匹配变量^①。表 1 第二部分给出匹配变量的描述性统计结果,其中(1)列至(3)列分别为全样本、处置组和对照组的统计描述,(4)列给出了样本的组间差异。总体而言,各地区的样本在众多维度上存在显著差异,表明受访者在居住城市选择上并非是随机的,进一步佐证了利用倾向得分匹配法来矫正样本选择偏差的必要性。

特别地,通过比较北京地区(处置组)和京津冀地区(对照组)样本间的差异,我们可以得到三点认识。第一,与京津冀地区相比,北京地区受访者的平均年龄更大,但拥有更高的受教育程度及更为健康的身体。这可能是因为北京聚集了大量的教育和医疗资源,是北方乃至全国的教育及医疗服务中心,因而其居民的受教育水平及健康状况普遍优于周边地区。第二,北京地区居民的收入和支出水平均较高。这可能是由于当地的物价水平较高,抬高了生活成本和薪酬水平。第三,北京地区的老年独居比例较高,但与子女关系较为亲密;相比而言,京津冀地区的老年人更多和配偶同住,而子女回家探望的频率较低。按常理推断,独居的老人应具有较强的异地养老倾向(其牵挂较少),但现实中,在京老人的异地养老意愿反而更低。这一方面说明,周边地区的居住环境和医疗水平等方面可能尚有不足,不足以吸引这部分老年群体;另一方面也意味着,推行异地养老政策具有潜在的施政空间,既可以为老年人搭建宜居的养老环境,也有益于疏解首都的人口和老龄化压力。

四、计量策略

本文以京津冀地区为对照组,着重考察北京地

区老年人的相对迁移意愿。换言之,我们最终估算出的是京津冀域内异地养老意愿的地区差异。若受访者的现居地是随机分配的,则基于我们的调查数据和最小二乘法(OLS)即可得到异地养老意愿地区差异的无偏估计。但是,由表 1 的组间比较及前文的相关论述可知,受访者的现居地并非是由其随机选择的,表现为处置组(北京市)样本和对照组(京津冀地区)样本在诸多维度上呈现出较为明显的差异性。这意味着样本处置状态的分配会受到一系列非随机因素的影响,而这些因素亦可能同时对结果变量(异地养老意愿)产生影响,从而导致利用最小二乘法得到的估算结果是有偏的。在处置分析框架下,这一有偏估计主要源自样本的选择偏差,即由于样本的处置状态是非随机分配的,导致对照组样本的选取是不合理的。

为解决这一问题,本文利用倾向得分匹配法,通过构造一个拟自然实验环境对选择偏差进行矫正^[24]。这一方法的思路是:首先,利用 *probit* 模型估算出每个样本的倾向得分 $P(X)$,即匹配变量 X 给定时各样本接受处置的概率,对于本文而言就是样本居住于北京市的概率。其次,基于样本的倾向得分,将处置组与对照组样本进行匹配。匹配后的两组样本在可观测维度上(匹配变量)是相似的,因而可以认为其有相同的概率接受处置。最后,以匹配后对照组样本的结果变量作为处置组样本的反事实结果,从而实现对选择偏差的矫正。上述过程估算出的结果被称为平均处置效应,在本文中即为京津冀区域内异地养老意愿的地区差异,可表示为:

① 14 个匹配变量的具体定义如下:(1)“性别”为二元变量,其中男性为 1,女性为 0;(2)“年龄”分为 10 档,其中 45-49 岁记为 1,50-55 岁、55-59 岁、60-64 岁、65-69 岁、70-74 岁、75-79 岁、80-84 岁、85-89 岁及 90 岁以上分别记为 2 至 10;(3)“受教育程度”分为 5 档,其中文盲记为 1,小学、初中、高中/中专及大专以上分别记为 2 至 5;(4)“身体健康程度”分为 3 档,其中不健康记为 0,一般记为 1,健康记为 2;(5)“是否退休”为二元变量,接受调查时已退休记为 1,尚未退休为 0;(6)“退休前或正在机关工作”和“退休前或正在事业单位工作”均为二元变量,是记为 1,否则为 0;(7)“每月收入”分为 7 档,1500 元以下记为 1,1500-3000 元、3000-4500 元、4500-6000 元、6000-8000 元及 8000 元以上分别记为 2 至 6;(8)“每月生活支出”分为 5 档,1000 元以下记为 1,1000-2000 元记为 2,2000-3000 元记为 3,3000-4000 元记为 4,4000 元以上记为 5;(9)“是否拥有住房”、“父母是否健在”、“是否独居”及“是否和配偶同住”均为二元变量,是记为 1,否则为 0;(10)“子女看望频率”分为 5 档,一周一次及以上记为 1,两周一次记为 2,每月一次记为 3,半年一次记为 4,每年及以上一次记为 5。

$$\tau_{ATT}^{PSM} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \{Y_{1i} - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i, j) Y_{0j}\} \quad (1)$$

其中, Y_{1i} 和 Y_{0i} 分别为处置组和对照组样本的结果变量。 I_1 和 I_0 分别为处置组和对照组样本的集合, S_p 为共同支撑域(落入域内的处置组和对照组样本才具有可比性), n_1 为落入 $I_1 \cap S_p$ 区域内的样本数量。 $W(i, j)$ 代表对处置组样本 i 进行反事实推断时赋予对照组样本 j 的权重^①。

五、实证结果

(一) 倾向得分估计与平衡性检验

表1第二部分中的(5)列给出利用 *probit* 模型估算的倾向得分结果。从中可以看出,有诸多因素会对受访者当下选择的居住地产生影响。基于各样本的倾向得分,我们将处置组和对照组样本进行匹配。为充分利用对照组信息,本文的基准结果采用了3对1最邻近匹配法,即为每1个处置组样本寻找到与其最为相似(倾向得分相差最小)的3个对照组样本。为确保结果是稳健的,本文后续也使用了内核匹配法及半径匹配法进行估算。

为保证基于倾向得分匹配法进行的因果推断是真实有效的,匹配后的样本必须是平衡的,即处置组样本和对照组样本在匹配后的各可观测维度上(各匹配变量)均不存在显著差异。只有满足这一条件,才能证明我们利用匹配法有效地矫正了选择偏差问题。为验证这一条件,本文对匹配后样本进行了三项检验^[25-26]:(1)组间均值差异检验,即分别对各匹配变量的组间均值差异进行 *t* 检验;(2)组间标准化偏差检验,即分别计算各匹配变量的组间标准化偏差^②;(3)利用匹配后样本重新估算 *probit* 模型的虚拟 R^2 。由表2的检验结果可以看出:首先,(3)列的 *t* 统计量 *p* 值均大于0.1,表明匹配后样本的各匹配变量组间差异均不显著;其次,(4)列各匹配变量的标准化偏差均小

于20%,进一步表明匹配后样本的组间差异较小^③;最后,表2最后一行给出基于匹配后样本估算 *probit* 模型的虚拟 R^2 ——相较于匹配前样本,匹配后样本的 R^2 较小,意味着新的 *probit* 模型解释力度较弱,亦即处置组和对照组的分配趋向随机。

表2 匹配样本的平衡性检验

	平均值		t 检验 (p-值) (3)	标准化 偏差(%) (4)
	处置组 (1)	对照组 (2)		
性别	0.44	0.47	-0.47(0.64)	-5.1
年龄	4.84	4.91	-0.45(0.65)	-5.1
受教育程度	3.61	3.73	-0.95(0.34)	-10.7
身体健康程度	0.71	0.62	1.13(0.26)	11.9
是否退休	0.86	0.79	1.58(0.12)	17.8
退休前或正在机关工作	0.14	0.13	0.27(0.79)	2.6
退休前或正在事业单位工作	0.01	0.02	-0.70(0.48)	-3.7
月收入	2.96	2.95	0.07(0.95)	0.7
每月生活支出	2.59	2.47	1.01(0.31)	11.1
是否拥有住房	0.91	0.86	1.19(0.24)	12.5
父母是否健在	0.81	0.86	-1.33(0.19)	-12.2
子女看望频率	1.64	1.67	-0.23(0.82)	-2.5
是否独居	0.75	0.76	-0.17(0.87)	-2.2
是否和子女同住	0.12	0.17	-1.13(0.26)	-10.8
虚拟 R^2	匹配前		匹配后	
	0.570		0.039	

此外,处置组和对照组样本还需满足共同支撑条件,从而保证样本是可比的。图2(a)和图2(b)分别刻画了匹配前后的倾向得分组间概率分布。从图中可见:匹配前,倾向得分概率分布的组间差异较为明显且缺乏足够大的重叠区域(共同支撑域);匹配后,组间差异减小且重叠区域显著增大。这意味着,匹配后,落入共同支撑域外的样本数量较少,处置组和对照组样本具有良好的可比性。

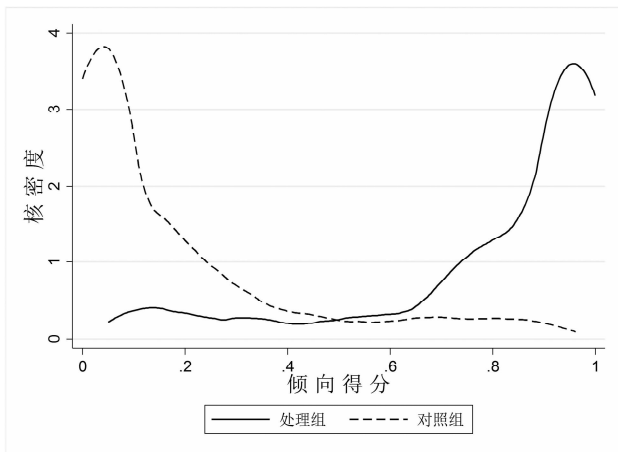
(二) 在京老龄人口的异地养老意愿

以京津冀地区老年人为对照组,本文首先利用倾向得分匹配法估算出在京老年人的异地养老意愿。如表3(1)列所示:3对1最邻近匹配法给出的基准估算结果为-0.365,且在1%的置信水平上显著,表明北京地区的平均异地养老意愿显著

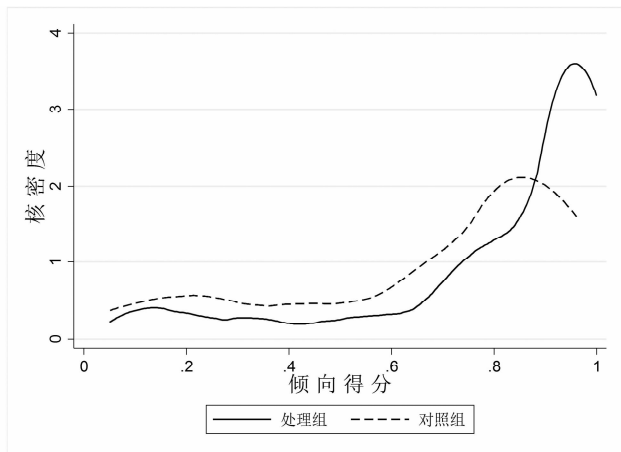
① 目前,基于权重构造方法的不同,已经衍生出了几种不同的匹配方法。为保证结果是稳健的,本文同时采用了3对1最邻近匹配法、内核匹配法和半径匹配法对基准结果进行了估算。

② 各匹配变量组间标准化偏差的计算公式为: $(\bar{X}_1 - \bar{X}_0) / \sqrt{0.5(S_1^2 + S_0^2)}$, 其中, \bar{X}_1 (\bar{X}_0) 和 S_1^2 (S_0^2) 分别为处置组(对照组)的均值和方差。这意味着标准化偏差越小,样本的组间差异越小。

③ 目前尚缺少基于标准化偏差判定样本组间差异的一致标准,实际应用时按惯例通常采用5%、10%和20%作为判定标准。



(a) 匹配前



(b) 匹配后

图 2 样本匹配前后倾向得分的核密度

低于其周边京津冀地区,亦即具有异地养老意愿的人口占比差异为 36.5%。使用内核匹配法和半径匹配法估算的结果与基准结果保持了较好的一致性(表 3(2)列和(3)列)。综上,本文的基准结果揭示了一组较为严峻的矛盾:当前,在北京地区面临较大的人口承载压力及老龄化压力的情况下,老龄人口的迁移意愿却处于一个较低的水平。何阳(2015)^[17]指出,老年人的意愿是决定异地养老政策成功与否的核心所在,若老年人普遍缺乏异地养老意愿,则再完备的制度设计也难以促成政策的顺利实施。因此,本文的结果表明,希冀老龄人口自然流动从而缓解首都人口及养老压力恐难以实现,还需深入了解老龄人口之所想所盼,制定具有针对性的政策以引导其逐步接受并参与异地养老,进而助力京津冀域内城市职能优化。

表 3 在京老龄人口的异地养老意愿

	3 对 1 最邻近匹配法		
	内核匹配法 (1)	内核匹配法 (2)	半径匹配法 (3)
平均处置效应	-0.365*** (0.103)	-0.349*** (0.099)	-0.386*** (0.089)
处置组样本数	170	170	170
对照组样本数	297	297	297
总样本数	467	467	467

注:括号内为标准误,***表示在 1% 置信水平上显著。

(三) 稳健性检验

在进行后续分析前,本节进行了一系列稳健性分析以确保上述基准结果是真实可靠的。

首先,利用修剪策略检验基准结果对于共同支撑域的敏感程度。即便本文采用的匹配法仅依

赖于共同支撑域内的样本,若样本过多集中于域内倾向得分分布的尾部,则估算出的结果仍可能是有偏的^[27]。针对这一问题,Barth 等(2006)^[28]建议剔除掉处置组倾向得分分布尾部最极端的部分样本(被剔除的处置组样本数占处置组样本总数的比重即为修剪水平)。考虑到为满足共同支撑域条件,本文的基准结果已经剔除了较多的处置组样本(相当于采取了 35% 的修剪水平),因而我们选取了一个相对宽松的修剪水平(30%)和两个更为严格的修剪水平(40% 和 50%)来进行稳健性分析。表 4(1)–(3)列给出估算结果。在不同的修剪水平下,新的估算结果与基准结果均较为一致,表明基准结果满足共同支撑域条件且对其不敏感。

表 4 稳健性检验

	修剪水平			剔除 天津样本	仅包含 60 岁 以上样本
	30%	40%	50%		
	(1)	(2)	(3)		
平均处置效应	-0.346*** (0.113)	-0.380*** (0.095)	-0.427*** (0.086)	-0.322*** (0.095)	-0.364*** (0.104)
处置组样本数	184	158	131	145	109
对照组样本数	297	297	297	249	223
总样本数	481	455	428	394	332

注:括号里的数字为标准差,***表示在 1% 的置信水平上显著。

其次,我们通过剔除部分样本的方法来考察一些异质性因素的影响。第一,地区异质性。考虑到天津市是直辖市,其辖区内的老龄人口可能与河北省的老龄人口在某些方面有所不同,因而在对照组中剔除了天津样本并重新估算结果。表 4(4)列给出新的估算结果,与基准结果相

比,两者在数值和显著性上均较为一致。第二,年龄异质性。为捕捉受访者退休前后的异地养老意愿差异,我们在调查时将受访者年龄起点设置为45岁而非60岁。考虑到受访者的年龄差异可能会影响其异地养老决策,我们重新将样本严格限定为60岁及以上的老年人。表4(5)列给出利用新样本估算的结果,其与基准结果亦保持了较好的一致性。因此,本文的基准结果并未受到样本中地区和年龄差异性的明显影响,故而是稳健的。

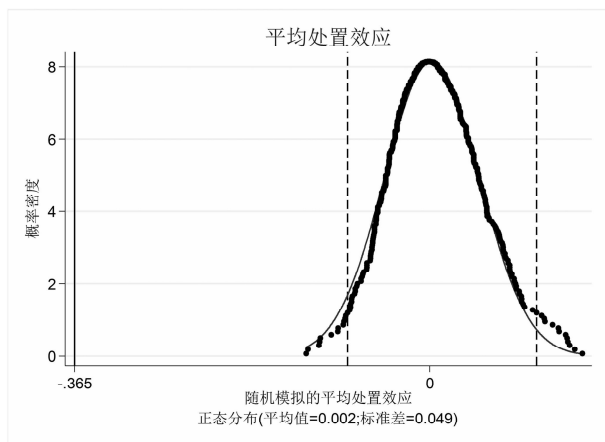
再次,我们考察非观测变量对于基准结果的影响。倾向得分匹配法可以有效平衡可观测变量(匹配变量)的组间差异,但若存在非观测变量对处置状态或结果变量产生影响,则估算结果仍可能是有偏的。因此,本文利用 Rosenbaum(2014)^[29]提出的方法考察基准结果对于非观测变量影响的敏感程度。具体而言,我们利用模拟的方法计算出一个临界值 Γ ——假定存在非观测变量且仅当其导致处置发生概率与基准结果估算概率偏差达到 Γ 倍时,基准结果才可能是有偏的。这意味着,当 Γ 值较小(大)时,基准结果对于非观测变量的影响是非常(不)敏感的,其不稳健的可能性较大(小)。由表5的结果可知,本文基准结果对于非观测变量影响的敏感性较弱——只有当 $\Gamma > 74$ 时,本文的基准结果才可能是有偏的(最大 P 值大于 0.05)。

表5 Rosenbaum(2014)敏感性分析

	$\Gamma = 25$ (1)	$\Gamma = 50$ (2)	$\Gamma = 74$ (3)	$\Gamma = 75$ (3)
最大 p 值	0.002	0.022	0.049	0.051

最后,我们构造一个安慰剂检验,进一步考察非观测变量的影响。根据 Mastrobuoni 等(2015)^[30]的思路,我们在样本中随机分配处置状态——在 559 个样本中随机选择 170 个受访者进入处置组(假定其居住城市为北京市),其余样本即进入对照组(假定其居住城市为天津市或河北省的城市)。根据新的处置状态及原有处置分析框架,重新估算地区间的异地养老意愿差异。将上述过程重复 500 次,并利用图 3 刻画出全部结果的分布。从图中可知,随机模拟得到的平均处置效应服从以 0 为中心且标准差较小的正态分布,特别地,真实估算

结果(-0.365,图中以实线标示)在整个分布的 95% 置信区间(图中以虚线标示)以外。这表明本文基准结果确实反应了异地养老意愿的地区差异,且倾向于未受到非观测变量的影响。



注:实线标示出基准结果估算的平均处置效应,虚线标示出分布的 95% 置信区间。

图3 数值模拟出的平均处置效应

(四) 影响异地养老意愿的因素

稳健性检验结果佐证了本文的核心结论,即北京市老龄人口的异地养老意愿显著低于周边京津冀地区。针对这一现状,如何以京津冀协同发展为契机,激发河北省养老产业潜力、缓解首都部分养老压力,成为当前亟待解决的重要问题。为妥善解决这一问题,首先应当理清当前影响老年人异地养老意愿的关键因素,才能做到有的放矢,制定具有针对性的鼓励引导政策。为此,我们在调研问卷中针对具有异地养老意愿的群体以及尚不具有异地养老意愿的群体分别设计了两个问题,藉此来考察两个群体最关心的因素。

首先,对于具有异地养老意愿的受访者,我们请其回答“您心仪的养老城市最吸引您的因素是什么”。其中,备选项为“生态宜居”“当地房价较低”“提供了养老公租房”“提供了换房优惠政策”“提供了较好的养老院”及“其他”,并允许受访者进行多项选择。根据受访者的回答,采用分样本分析的方法,重新估算平均处置效应。例如,在表6(1)列的估算中,仅保留了因承接城市生态宜居而选择异地养老的受访者以及尚无异地养老意愿的受访者,并基于这一样本重新估算地区差异。

由于新的估算结果并不具有统计显著性,因而可以认为当迁移动机为寻找生态宜居城市时,北京与津冀地区的老龄人口具有相似的迁移意愿。类似地,利用相同的分样本分析策略,表 6(2)~(5)列分别估算了其他迁移动机的地区差异:新的估算结果均显著为负,表明当出于其他的迁移动机时,北京地区老龄人口的迁移意愿明显低于其他地区。综合上述结果,可以看出:目前,北京市具有异地养老意愿的老龄人口,其迁移动机主要是为寻找更为生态宜居的城市,而并不是因为承接城市的住房政策和养老院质量而选择异地养老。这与 Krout(1983)^[31]和 Rodriguez 等(1998)^[32]的研究结果相似,即吸引老人迁移的主因是承接地的气候因素和宜居程度。有鉴于此,为增加津冀地区养老机构对于京籍老人的吸引力,当前应着力打造一至两座生态宜居的城市。

表 6 具有异地养老意愿老年人的主要考量

	生态宜居	当地房价较低	提供了养老公租房	提供了换房优惠政策	提供了较好的养老院
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
平均处置效应	-0.182 (0.120)	-0.197*** (0.056)	-0.317*** (0.081)	-0.191** (0.082)	-0.310*** (0.112)
处置组样本数	163	144	120	129	170
对照组样本数	225	167	197	177	190
总样本数	388	311	317	306	360

注:括号里的数字为标准差,**和***分别表示在5%和1%的置信水平上显著。

其次,对于北京市内尚无异地养老意愿的受访者,我们请其回答“当其他城市提供何种政策时,您才愿意选择异地养老”。其中,备选项为“提供迁入地户籍”“提供养老补贴”“提供养老公租房”“提供换房优惠政策”“提供较好的养老院”“提供以房养老政策”及“其他”,同样允许受访者进行多项选择。对于一项政策而言,若原本不具有迁移意愿的处置组样本因其而转变观念,我们此时可将这部分“观念转变者”的异地养老意愿视为1,并重新估算平均处置效应。进一步,通过比较不同政策下的平均处置效应,可以考察哪种政策对于北京市的老年人更具吸引力。表7给出不同政策下异地养老意愿的地区差异。我们发现,仅(2)列和(5)列的估计结果不具有显著性,意味着仅当其他城市提供养老补贴和较好的养老院时,原本不愿意异地养老的北京老人才愿意选择

异地养老,而其他潜在的政策选择对其吸引力较弱。这呼应了姜向群等(2012)^[11]的研究结论,其认为异地养老政策的成功与否取决于养老机构及其相关服务产业的发展。基于此,为吸引更多的在京老年人选择到异地安度晚年,应在所选的生态宜居城市中进一步提升其养老服务水平,同时可以考虑在既有交通补贴和养老机构床位补贴等政策的基础上对选择异地养老的老年人提供额外的奖励性养老补助。

表 7 移居地政策如何影响老年人异地养老意愿

	提供迁入地户籍	提供养老补贴	提供养老公租房	提供换房优惠政策	提供较好的养老院	提供以房养老政策
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
平均处置效应	-0.341*** (0.104)	-0.071 (0.106)	-0.335*** (0.104)	-0.353*** (0.104)	-0.106 (0.106)	-0.359*** (0.103)
处置组样本数	170	170	170	170	170	170
对照组样本数	297	297	297	297	297	297
总样本数	467	467	467	467	467	467

注:括号里的数字为标准差,***表示在1%的置信水平上显著。

六、结论及政策建议

过去的40年中,伴随着中国经济的跨越式发展,在取得一系列重大成绩的同时,一些社会问题也接踵而至。其中,人口老龄化问题显得尤为突出。一方面,老龄社会的过早到来意味着支撑我国早期经济发展的人口红利的消失,引起了经济转型的阵痛,甚至引发对经济可持续性的担忧;另一方面,如何建立起满足老龄社会需求的养老体系,为老龄人口创造适宜的养老环境成为当前亟待解决的问题。异地养老作为家庭养老和社区养老之外的另一种新兴养老选择逐渐引起了人们的广泛关注;京津冀养老协同发展框架的推出更为这一养老方式的发展提供了良机。但是,作为以市场为主体的养老选择,其能否顺利发展还需取决于老年人自己的意愿。

利用作者研究团队收集的调查数据和倾向得分匹配法,本文识别出一组当前亟待解决的矛盾:目前,北京市面临着日益激增的人口和养老压力,在京津冀一体化浪潮中由周边地区承接其部分养老职能被视为是一种破局之策;但研究发现,相比于津冀地区,北京市的老龄人口表现出较低的异地养老意愿。有鉴于此,为切实推进京津冀区域内部职能优化,特别是利用市场力量引导在京老

年人口逐步接纳异地养老的生活方式,当务之急是厘清影响老年人异地养老意愿的关键因素,为相关政策的制定提供坚实的理论依据。针对这一问题,我们进一步发现:对于当前具有异地养老意愿的在京老人来说,其主要关注于移居城市的生态环境;而对于尚无异地养老意愿的在京老人而言,仅当迁入地提供养老补贴及提供更好的养老院时,他们才愿意选择异地养老。

上述研究发现对于借助异地养老政策来减缓首都人口压力具有重要参考意义。第一,在制定京津冀地区异地养老相关政策时,应以当前实际情况为基础。特别地,需要正视首都越发严峻的养老压力与当地老年人异地养老意愿较低迷这一矛盾。诚然,异地养老政策是缓解首都人口和养老压力的一剂良方,但由于受到传统文化和医疗需求等因素的影响,目前在京老年人对于这一政策所持态度尚不积极。第二,在推动京津冀地区异地养老政策实施时,需要厘清政府和市场在异地养老领域中的界限。一方面,需要充分尊重老年人自己的选择,避免通过行政命令的手段强制在京老人外迁;另一方面,政府应出台相关政策为市场保驾护航——利用有效的政策促进异地养老市场的发育,最终依靠市场的力量转变老年人养老观念。第三,当前京津冀地区异地养老的施政重点应对具有不同异地养老意愿群体的关注点有所回应。具体而言,应着力在津冀地区打造一至两座生态宜居城市,为当前具有异地养老意愿的在京老年人提供适宜的迁入地,引导其尽快实现异地养老;在此基础上,进一步提高选定的生态宜居城市的养老服务水平,并斟酌对异地养老人群提供额外养老补贴的可行性,借此吸引尚无异地养老意愿的在京老年人转变态度。

参考文献:

- [1] UNITED NATIONS. World population prospects: The 2006 revision [M]. New York: Population Division of the Department of Economic and Social Affairs of the United Nations Secretariat, 2007.
- [2] JÖNSSON I, DAUNE-RICHARD A M, ODENA S, et al. The implementation of elder-care in France and Sweden: A

- macro and micro perspective[J]. Ageing & Society, 2011, 31(4).
- [3] LI Q, REUSER M, KRAUS C, et al. Ageing of a giant: A stochastic population forecast for China, 2006 - 2060[J]. Journal of Population Research, 2009, 26(1).
- [4] FENG Z, ZHAN H J, FENG X, et al. An industry in the making: The emergence of institutional elder care in urban China [J]. Journal of the American Geriatrics Society, 2011, 59(4).
- [5] 吕红平,康和平. 中国人口老龄化与可持续发展[J]. 中国软科学,2000(7).
- [6] 翟振武,陈佳鞠,李龙. 2015—2100年中国人口与老龄化变动趋势[J]. 人口研究,2017(4).
- [7] 杨晓冬,武永祥,姚嘉玉. 面向用户满意的养老社区服务体系构建[J]. 中国软科学,2016(3).
- [8] 陆杰华,沙迪. 老龄化背景下异地养老模式类型、制约因素及其发展前景[J]. 江苏行政学院学报,2019(4).
- [9] 杨立雄. 北京市老龄产业发展研究[J]. 中国软科学,2017(3).
- [10] 陈谊,黄慧. 老年人的异地养老需求及对策思考——以北京市为例[J]. 人口研究,2006(4).
- [11] 姜向群,季燕波,常斐. 北京市老年人异地养老意愿分析[J]. 北京社会科学,2012(2).
- [12] 何阳,李芬. 政府治理异地养老的理论与实践启示[J]. 青海社会科学,2017(1).
- [13] 王树新. “异地养老”应自由选择量力而行[J]. 人口研究,2006(4).
- [14] 李雅芝. 离退休人员异地养老问题探讨[J]. 山西老年,2001(6).
- [15] 杨光润. 异地养老遭遇户籍红灯[J]. 中国社会保障,2003(2).
- [16] 姜向群. 对“异地养老”的概念及其实践活动的质疑[J]. 人口研究,2006(4).
- [17] 何阳. 异地养老文献综述及其引申[J]. 重庆社会科学,2015(10).
- [18] 曹海青,姚翠友,杨艳红. 京籍老人异地养老意愿影响因素及对策研究[J]. 中国人力资源社会保障,2019(9).
- [19] 李璟,韩晓虎. 京津冀协同发展背景下京津老人异地养老意愿调查[J]. 产业与科技论坛,2016(7).
- [20] 丁志宏,姜向群. 北京城市老人异地养老意愿的实证分析[J]. 人口与发展,2011(6).

- [21]王雯,张菲. 京津冀协同发展背景下北京老年人异地养老服务研究[J]. 经济与管理,2018(6).
- [22]孙伊凡,陈丽莎. 京津冀异地养老的认知困境与探索[J]. 河北大学学报(哲学社会科学版),2019(3).
- [23]LI H, SHI X, WU B. The retirement consumption puzzle revisited: Evidence from the mandatory retirement policy in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2016, 44(3).
- [24]ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects [J]. *Biometrika*, 1983, 70.
- [25]SMITH J, TODD P. Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? [J]. *Journal of Econometrics*, 2005, 125.
- [26]CALIENDO M, KOPEINIG S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2008, 22.
- [27]BLACK D A, SMITH J A. How robust is the evidence on the effects of college quality? Evidence from matching [J]. *Journal of Econometrics*, 2004, 121.
- [28]Barth R P, GIBBONS C, GUO S. Substance abuse treatment and the recurrence of maltreatment among caregivers with children living at home: A propensity score analysis [J]. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 2006, 30.
- [29]ROSENBAUM P R. Sensitivity analysis in observational studies[J]. *Wiley StatsRef: Statistics Reference Online*, 2014.
- [30]MASTROBUONI G, PINOTTI P. Legal status and the criminal activity of immigrants [J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(2).
- [31]KROUT J A. Seasonal migration of the elderly[J]. *The Gerontologist*, 1983, 23(3).
- [32]RODRÍGUEZ V, FERNÁNDEZ - MAYORALAS G, ROJO F. European retirees on the Costa del Sol: A cross - national comparison [J]. *International Journal of Population Geography*, 1998, 4(2).

(本文责编:海 洋)