

养老服务购买者的甄别与归因分解*

阳义南 袁 涛

【摘 要】养老服务发展依赖于准确识别并定准中国老年人的真实养老服务需求。文章基于 2016 年中国老年社会追踪调查数据及 Hotelling 检验发现,老年人对养老服务的购买意愿总体较低,且存在组间差异和消费分群。泊松回归模型估计结果显示,年龄对养老服务购买意愿有显著负向影响;受教育程度能提升购买意愿,促进作用随教育程度提升先增强后减弱;收入的影响则呈倒 U 形;“中产”职业身份、社会保障收入更高者具有更强的购买意愿。使用有限混合模型甄别出购买者和非购买者,分别占 9.9% 和 90.1%。女性、收入相对更高、城镇户籍、小学或大专及以上受教育程度、退休前为普通职工等特征的老年人有望从“需要者”转为“购买者”。文章最后提出相关政策建议。

【关键词】养老服务 老人 购买意愿 需求 有限混合回归模型

【作 者】阳义南 湖南大学公共管理学院,教授;袁 涛 中国人口与发展研究中心,副研究员。

一、引 言

十九届五中全会正式提出实施积极应对人口老龄化国家战略。其中,养老服务是实现广大老年人“老有所养”和美好生活的重要保障。近年来,中国养老服务业发展较快。2020 年,全国共有各类养老机构和设施 32.9 万个,养老床位合计 821 万张^①。目前已形成社会福利型、市场营利型两大类,居家、社区、机构三种模式,可提供生活照料、家政服务、康复护理、精神慰藉、医疗健康、辅具配置、法律服务、紧急救援、医疗保健等九大类 217 个服务项目(杨庆芳,2020)。

尽管普遍认为养老服务市场潜力巨大,但供给高于需求、利用率低、供需错配等现实矛盾不容忽视,总体上仍是“叫好不叫座”(丁志宏、王莉莉,2011;王莉莉,2013;陶涛

* 本文为国家社会科学基金重点专项“发展多层次、多支柱养老保险体系研究”(编号:21AZD070)的阶段性成果。

① 《2020 年国家老龄事业发展公报》,国家卫生健康委员会网站(<http://www.nhc.gov.cn/ljks/pqt/202110/c794a6b1a2084964a7ef45f69bef5423.shtml>),2021 年 10 月 15 日。

等,2021)。2019年乔晓春在北京调研发现,90%养老机构的床位有46%是空的,只有4%的养老机构能实现盈利^①。民政部2020年第三季度新闻发布会披露,全国429.1万张床位共收住老年人214.6万,平均入住率只有50%^②。症结在于,除了低保、残障、高龄等特殊老人由政府“兜底”,高收入老人自己买得起养老服务,大多数老年人购买力不强,购买意愿较低,“需要强烈、需求不足”,仍处于“有老无养”的状况(盛见,2019)。而养老服务产业和机构往往将2.67亿老年人视为2.67亿消费者,未认清真实有效需求,致使投放的养老服务大量空转,不能成为有效供给,从而拉高供需匹配成本,降低盈利水平。

现有养老服务需求研究大多通过数据调查,分析老年人需要各项养老服务的比例、次序、分层、分类等,多为描述性研究,缺乏深层次的探索 and 解析。尤其是未能识别出真实有效的需求,而将老人主观表达的“需要”“意愿”或“期望”误读为“需求”,造成“养老服务需求错觉”(张红凤、罗微,2019)。究其原因,老年人的消费意愿、行为等外显现象由其潜在的需求禀赋或特质所决定,而老年人的养老服务需求偏好并不完全相同。现有研究仅考察所能观察到的外显“服务”,未深究背后起决定作用的养老服务消费者,并不足以完整地测度出或处理好老年人的个体异质性,进而难以甄别哪些是真的购买者。也有一些学者使用Logit、有序或多项Logit等模型检验老年人购买意愿或行为的决定因素,但未进一步分析购买者与非购买者各自决定因素及其差异等细化依据,难以提出精准的干预或引导办法。

2016年中国老年社会追踪调查(CLASS)询问了“是否会花钱购买该服务?”,包括上门探访、服务热线等9种养老服务。本文基于被访老人的回答结果,使用泊松回归模型对老年人养老服务的总体购买意愿进行解析,并通过综合测度异质性信息对个体进行识别、归类的有限混合模型(FMM)甄别购买者、非购买者,进而考察各影响因素对两类人群养老服务购买意愿的影响及存在的差异。

二、文献回顾

迄今为止,对中国养老服务需求状况的研究已较为丰富。大多数研究基于地区性调查数据,分别考察单个养老服务(王琼,2016)。也有研究将养老服务需求分为几类,如经济供养、生活照料、精神慰藉、医疗护理、休闲娱乐等(王晓峰等,2012;谷甜甜等,2019)。有的则是从养老方式或模式,包括居家、社区、机构等不同类型来检验老年人的养老服

① 新浪财经:《中国养老服务业现状:46%的床空着,老人却一床难求》(<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1702679128048164534&wfr=spider&for=pc>),2021年6月16日。

② 新华社:《我国各类养老机构已收住老年人超210万人》(http://www.gov.cn/xinwen/2020-07/30/content_5531098.htm),2020年7月30日。

务使用(胡芳肖等,2016;王晓波、耿永志,2021)。郭竞成(2012)基于对浙江省的调查,按需求弹性将居家养老服务项目划分为可舍弃类、强弹性类、弱弹性类、无弹性类。侯慧丽(2018)将养老服务分为受健康因素影响的养老服务使用、受情感因素影响的养老服务使用和受收入水平影响的养老服务使用。陶涛等(2021)根据马斯洛需求层次理论将老年人意愿购买的养老服务划分为基础型、发展型、全面型3个层次。

在考察维度或指标上,大部分研究报告老年人需要各类养老服务的比例或按重要性进行排序、分层。王建云、钟仁耀(2019)基于年龄分类并利用魅力质量理论 Kano 模型和 Topsis 法测算上海市 J 街道发现,老年人对精神慰藉服务和上门看病服务需求较低;高龄老人对助餐服务、助急服务和紧急救助服务的需求大于中低龄老人。吉鹏、李放(2020)在江苏省调查发现老年人更愿意在助餐、助洁、家政服务 etc 生活照料服务上花费资金;对文体娱乐活动愿意支付一定费用,但不能太高;对精神慰藉类、法律咨询和维权、诉讼代理类法律援助服务的支付意愿不强。郭竞成(2012)还探讨了养老服务需求的强度、弹性等。

现有研究发现,当前中国养老服务的有效需求不足、利用率低。主要原因是老年人的购买力不强、供需不匹配、识别粗糙、资源分布不合理影响可达性等(王莉莉,2013;盛见,2019;谷甜甜等,2019;韩非、罗仁朝,2020)。另外,政府机构、市场提供商、志愿组织等服务供给主体对老年人实际养老需求的认识不足,加剧社区养老服务需求、服务供给与服务利用之间的落差(王琼,2016;石园等,2019)。学者们在研究时通常以老年人主观表达的“需要”“意愿”或“期望”等指代“需求”(盛见,2019;杨庆芳,2020)。经济学的需求是指在各种可能价格下消费者愿意并且能够购买某个商品的数量。

关于养老服务需求的影响因素,学者们认为包括个体因素、家庭因素、社会因素3个层面(石园等,2019;杨庆芳,2020)。王琼(2016)利用2010年“中国城乡老年人口状况追踪调查”的城市老年人数据,发现崇尚节俭和为子女着想等传统文化因素抑制了老年人的居家养老服务需求;而“未富先老”限制养老服务产业发展是一个笼统的论断,“未富先老”在某些细分产业的负面作用并不明显。姚兆余等(2018)基于12个省农村老年人问卷调查数据发现,核心家庭、主干家庭、联合家庭老年人对居家养老服务的需求依次降低;家人照料满足度越高、子女探望频率越高,居家养老服务需求的可能性越低。马跃如等(2021)基于2018年中国老年健康影响因素跟踪调查数据检验了3种代际支持对机构养老消费选择的影响,结果发现,子女情感支持、照料支持有显著稳健的负向影响,并且孤独感在其中起不同程度的中介作用;子女经济支持呈显著稳健的正向影响,但在照料支持与孤独感间起反向调节作用。他们认为,“钱多爱少”的老年人是养老机构的目标消费者,需以孤独感作为营销切入点和突破口。王永梅(2018)研究发现,教育可以通过提高老年人经济独立性、弱化传统养老文化的牵绊,提高老年人的观念认同程

度,促使其选择使用社会养老服务,并且发现自我实现的心理特质在老年知识分子使用社会养老服务过程中扮演着重要角色。应天煜等(2020)认为,单方面从老年人出发探讨养老决策是片面的,因为养老服务的决策主体(老年人或成年子女)与利益主体(老年人)不完全一致,存在独立型、无助型、强迫型、合作型4种决策机制,同时养老决策类型还会随时间而改变。

在检验单个养老服务购买意愿的影响因素时,大多数研究使用的是Logit、有序Logit、多项Logit等非线性回归模型。田北海、王彩云(2014)将四类31个养老服务从低到高赋值1~5,计算出老人个体在这31项养老服务需求水平的算术平均值,再进行多元线性回归。杜鹏、王永梅(2017)将各项养老服务利用(0/1型变量)相加得到加总值,得到取值为1~18的近似连续型变量,再进行线性回归。姚俊、张丽(2018)将每项服务的回答结果设为1~5,通过个案访谈和专家法对5项服务赋予对应权重,得到加权均值,再进行线性回归。相比逐一考察单个项目,对多个项目计算均值、加总值或加权均值可以获得更多关于老年人养老服务需求的信息,但这些研究大多针对养老服务项目购买或需求意愿等“外显变量”,未考虑老年人禀赋或特质所形构的潜在机制,难以充分捕捉和准确识别老年人在养老服务需求的异质性及消费分群,遑论在此基础上的影响因素分解。

三、研究设计

(一) 数据来源

以往研究使用的大多为地区性调查数据。由于各地经济发展水平和文化差异,对养老服务的需求千差万别,得到的研究结果也不一致。本文使用的样本数据为2016年中国老年社会追踪调查。该调查采用多阶段分层概率抽样法,在全国28个省(不包括香港、台湾、澳门、海南、新疆和西藏)的134个县(区)、462个村(居)获得11494位老年个体数据,具有全国代表性。以往研究使用的数据是调查老年人对养老服务的“需要”“意愿”“期望”等,2016年中国老年社会追踪调查数据是调查“是否会花钱购买该服务”,更能反映养老服务的市场购买需求,也是最近的大型公开的老年人养老服务购买意愿调查数据。几项最新的网络或地方数据、调研表明,老年人“需要强烈、需求不足”的状况并未改变(张红凤、罗微,2019;陶涛等,2021;盛见,2019)。鉴于此,本文选用该调查数据。

(二) 主要变量

1. 被解释变量

中国老年社会追踪调查问卷向被访老人询问“是否会花钱购买该服务”?包括上门探访、服务热线、陪同看病、帮助购物、法律援助、上门家务、助餐或送饭、日托护站或托老所、心理咨询9种养老服务。回答选择为“愿意”或“不愿意”,本文对其分别赋值为0、1,将老人对这9项养老服务的购买意愿进行加总,得到取值0~9的愿意购买项目总

数,作为本文的被解释变量。单项服务和购买项目总数的频数分布如表 1 所示。

表 1 显示,在 9 项养老服务中,愿意购买人数最多的是送饭助餐、上门家务、日托站所,属于社区居家养老的生活照料服务;其次为陪同看病、帮助购物、法律援助、上门探访和服务热线,而愿意购买心理咨询服务的人数最少。老年人愿意购买的比例介于 2.58%~8.38%之间,总体水

平较低。从老年人愿意购买养老服务项目总数看,频数分布呈逐次减少的态势,越接近 9 项,愿意购买的老年人数量越少。其中,1 项都不买的比例达 88.12%,愿意购买 1 项的为 2.98%,愿意购买 2 项的为 2.45%,愿意购买 3 项的只有 1.86%,而愿意购买 3 项以上养老服务的共3.87%。这些结果与侯慧丽(2018)基于 2014 年中国老年社会追踪调查数据、王建云和钟仁耀(2019)2018 年对上海市 J 街道、吉鹏和李放(2020)对江苏省等的研究结果比较一致。近些年,尽管政府大力推进养老服务事业产业发展,企业和机构也视养老服务市场为“蓝海”,但老年人愿意购买的实际比例持续低迷。

2. 解释变量

根据经济学需求理论和现有的养老服务需求研究,本文解释变量选择为年龄;性别(男性为 1,女性为 0);户籍(农村为 1,非农为 0);受教育程度;婚姻(已婚为 1,丧偶、离婚、未婚为 0);个人年收入;养老金(按退休时职业身份领取职工养老金、机关事业单位离退休金、居民养老金、农村社会养老保险金等);救助金(加总个体的低保金、其他救助金);福利金(加总个体的高龄津贴、居民养老服务补贴、计划生育家庭奖励扶助金)、停止工作前职业身份(企事业单位负责人为 1,专业技术人员为 2,普通职工为 3,灵活就业和无业者为 4,农牧渔民为 5);日常活动能力(加总“您能把自己收拾得干净整洁吗”等 10 个问题的回答结果)。

表 2 显示,愿意购买项目数的均值为 0.40 项,人均不足 1 项服务。被访者年龄为 60~103 岁,平均年龄为 70.7 岁,70 岁以下占 55.62%;已婚有配偶占 71%,农村户籍为 47%。日常活动能力均值为 29.43,显示被访老人拥有较好的躯体活动功能。从经济状况看,被访老人年均收入为 18 921 元,其中,24.56%低于 2 000 元,39.94%低于 5 000 元,49.16%低于 10 000 元。被访老人养老金平均每月为 1 285.23 元,其中,56.88%在 1 000 元以下。另外,22.4%的老人没有养老金,9.7%的老人领取救助金,平均每月约为 27 元。

表 1 被访老人愿意花钱购买养老服务的频数分布

项 目	单项服务		项目总数	
	愿意	不愿意	项目数	频数
上门探访	343	11150	0	10128
服务热线	318	11175	1	342
陪同看病	566	10927	2	284
帮助购物	420	11073	3	214
法律援助	351	11142	4	121
上门家务	793	10700	5	130
送饭助餐	889	10604	6	89
日托站所	756	10737	7	68
心理咨询	289	11204	8	33

注:愿意购买 9 项服务的为 85 人。

表 2 主要变量描述性统计(N=7697)

变 量	均值	标准差	最小值	最大值
愿意购买服务项目数	0.40	1.35	0	9
年 龄	70.70	7.62	60	103
性 别	0.50	0.50	0	1
已 婚	0.71	0.45	0	1
户 籍	0.47	0.50	0	1
年收入	18921.18	24152	120	600000
养老金(元/月)	1285.23	1578	0	15000
救助金(元/月)	27.00	117.30	0	2000
福利金(元/月)	10.23	41.31	0	1400
日常活动能力	29.43	2.16	10	30

11.29%的老人领取福利金,平均每月为 10.23 元。即使 2020 年城乡居民养老保险已实现全覆盖,但每月养老金人均只有 162 元^①。低收入老人占比过高,养老金、救助金、福利金水平偏低,在很大程度上降低了老人对养老服务的购买力和购买意愿。

(三) 实证模型

1. 泊松回归模型

在考察多项养老服务购买意愿的影响因素时,已有研究的做法是先计算出养老服务的加总值、均值或加权均值,再使用线性回归模型。从表 1 可知,老年人愿意购买养老服务项目的频数分布并不服从对称的正态分布,更接近随项数增多而减少的泊松分布。因此,本文选择泊松回归模型进行估计。具体模型为:

$$\log[E(y|X_i)]=\beta_0+\beta_i X_i \tag{1}$$

式(1)中, y 为被解释变量,是意愿购买的养老服务项目总数, X 是由各个解释变量构成的向量。

2. 有限混合泊松回归模型

从表 1 可知,老人养老服务购买意愿有大量零值,而中国老年社会追踪调查数据中有极少部分老人有较高的养老服务消费支出,表明可能存在消费分群。为检验样本老人是否存在异质性,本文初步依据表 1 中是否购买养老服务将老人划分为愿意购买者(取值为 1~9)、不愿购买者(取值为 0),分别为 905 人和 6 792 人,进行两组间差异显著性检验,包括单变量组间差异的 t 检验和多变量总体差异的 Hotelling 检验(见表 3)。

从表 3 可以看出,初步区分的两组老人在年龄、性别、婚姻 3 个变量上的差异并不显著,但在其他 8 个解释变量上呈现显著的差异。不愿购买者以农村老年人居多,占 50.0%;而愿意购买者以城镇户籍居多,占 71.4%。不愿购买者的受教育程度更低,职业身份更不正规,且日常活动能力更强。不愿购买者的经济状况相比更差,年收入为 18 161.17 元,而愿意购买者的年收入为 24 624.98 元。养老金、救助金、福利金等社会保障收入水平在两组间也有显著差异,愿意购买者养老金为 2 026.12 元/月,而不愿购买者为

① 根据《2020 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》计算得出。

1 186.51 元 / 月。
最后对两组在这 11 个解释变量上的总体差异进行多变量 Hotelling 检验。表 3 的检验结果显示,两组老年人存在总体上的显著差异。

为进一步分
组解析异质性,
最直接的做法

表 3 样本个体异质性检验结果

变 量	回答不愿购买者组	回答愿意购买者组	组间均值差异
	均值	均值	显著性检验
年 龄	70.727	70.462	0.265
性 别	0.500	0.507	-0.007
婚 姻	0.707	0.707	0.000
户 籍	0.500	0.286	0.214***
受教育程度	2.122	2.483	-0.361***
职业身份	3.935	3.415	0.519***
收入(取对数)	9.001	9.455	-0.453***
养老金	1186.513	2026.12	-839.608***
救助金	25.282	39.928	-14.646***
福利金	9.760	13.735	-3.975***
日常活动能力	29.452	29.256	0.195***

注:2-group Hotelling's T-squared=336.481;F(11,7685)=30.549;Prob>F(11,7685)=0.0000。*** 表示在 1%的水平上显著。

是将老人分为不同群体,如购买者、非购买者。传统研究方法中,分组回归要基于性别、户籍等外生变量,并不是直接针对老人个体内在异质性的整体性分组;Tobit 模型、Heckman 选择模型、两部模型等受限因变量模型在将个体分类时则需要人为确定养老服务购买数量的上下限阈值,须依赖研究者的主观判断、取舍。这些方法的分类结果不一定客观、准确。而有限混合模型是用于解析不可观测异质性的概率化、半参数模型(Heckman 等,1984;Kasahara 等,2009;Lee 等,2018;王孟成、毕向阳,2018)。它假设个人选择结果受一个潜在机制的影响。该潜在机制对子群体内部个体的影响作用相似,但对组间个体的影响具有系统性差异。FMM 将该难以直接观测的“潜在机制”视为一个潜类别变量,采用潜类别分析方法(LCA)估计个体养老服务购买意愿的正值与零值信息,将个体区分为不同消费水平亚群,从而提高估计准确度。来自医疗消费支出的实证结果表明,与 Tobit、Heckman、Two-Part Model 等传统方法相比,FMM 法不需要依赖关于群体分类的先验知识,能更好地捕捉人口异质性,更能确保分类结果的客观性(Gerdtham 等,2001;Deb 等,2002;程颖,2019)。目前还没有使用有限混合模型探索中国养老服务消费分群的实证研究。

有限混合模型包括两个估计步骤:(1)使用潜类别变量 C (设定 $C=1,2$,购买者、非购买者)对 y 进行 mlogit 回归,将观测值个体分为两类;(2)对被区分为两类的 y 进行回归分析(解释变量 X 在每一类的回归系数不同)。有限混合模型公式为:

$$f(y)=\sum_{j=1,2}^c \pi_j f_j(y|X)$$

(2)

式(2)中,被解释变量 y 为老人愿意购买的养老服务项目数。潜类别变量 $C=j(1,2)$ 。 $f_j(\cdot)$ 是 y 在第 j 个潜类别的条件概率密度函数。 X 是解释变量构成的向量,与式(1)中的相同。 π_j 是第 j 个潜类别的概率(类似线性回归的方差解释比)。估计时仍使用泊松分布连接函数。

当估计出式(2)的模型参数后,把老年人在 9 项养老服务的回答结果代入贝叶斯后验概率公式,分别计算出其在购买者、非购买者两类的归属概率。在哪一类的概率更大,就会被归入对应的类别。即:

$$p(C=j|y)=\frac{p(c_j=\pi_j)f(y|C=j)}{f(y)} \tag{3}$$

四、实证结果分析

(一) 泊松回归估计结果

本文首先针对全样本采用式(1)的泊松回归模型检验老年人养老服务总体购买意愿的决定因素。为从估计结果的变化观察稳健性,采用依次纳入解释变量的做法。模型 1 只纳入年龄、性别、户籍、受教育程度等人口特征变量,模型 2 纳入收入、养老金、救助金、福利金等经济变量,模型 3 纳入个体日常活动能力变量。表 4 的估计结果显示,当模型 2、模型 3 依次加入更多解释变量后,回归系数保持稳健。

在人口特征变量中,年龄对愿意购买的养老服务项目数有显著的负向影响,越年长者愿意购买的养老服务项目数越少。尽管以往研究发现越年长者对养老服务的“需求”越强烈,但本文实证结果发现,越年长者花钱购买的意愿更低。这可能是造成“养老服务需求错觉”之一,也说明养老服务的购买主体多为相对年轻的老人。正如世界卫生组织主张的“养要早”,帮助老年人逆转、阻止或延缓能力衰退,预防并减少疾病(WHO,2015)。与普通养老服务相比,年长者更需要医疗服务、照护服务。

与小学以下受教育程度老人相比,其他受教育水平组老人愿意购买的养老服务项目数更多,说明受教育程度总体上能提升购买意愿。这与王永梅(2018)的研究发现一致。不同的是,本文进一步发现受教育程度提升购买意愿的作用呈先增强后减弱的变化。高中或中专组的购买意愿最强,其次为初中组,再次为大专及以上组,小学和小学以下组的购买意愿最弱。

与农牧渔老年人相比,其他职业身份老人愿意购买的养老服务项目更多。普通职工愿意购买的养老服务项目数最多,其次为专业技术人群。这两类人群大体属于中产“白领”,长期形成了从市场购买服务的消费特点。而企事业单位负责人购买项目数相对较少,因为他们退休后能享有相对较好的福利待遇和保障条件。灵活就业和无业者愿意购买的项目数更少,不仅由于收入较低,还因为其中大部分人属于政府“兜底”的养老服务

保障对象。

随着收入增加老年人愿意购买的项目数量会增多,但收入超过一定额度后,愿意购买这些服务项目数又会减少。由于年收入低于2 000元的被访老人占24.56%,低于5 000元的占39.94%。因此,提高老人收入水平有助于提升养老服务的购买意愿和能力。养老金、救助金、福利金能显著提高老年人愿意购买的养老服务项目数,

且救助金、福利金提升项目购买数的边际效应比养老金更强。

此外,已婚有配偶的老人愿意购买的养老服务项目数较少。日常活动能力的影响系数显著为负,显示日常活动越强的老人意愿购买养老服务项目数越少。男女愿意购买的项目数没有明显差异。农村户籍与非农户籍老人在意愿购买项目数上也无明显差异。

(二) 有限混合泊松回归模型估计结果

表3的检验结果显示,被访老人总体上存在组间消费差异。为了准确识别个体和分组,并探查各影响因素的作用分异,进一步采用式(2)的有限混合模型进行估计,识别结果如表5所示。

表5中,对于第一种养老服务“上门探访”,回答愿意购买(取值为1)的208位老人中,被识别为购买者的有195人,被识别为非购买者的有13人;回答不愿意购买(取值为0)的7 489位老人中,被识别为非购买者的有6 922人,被识别为购买者的有567人。以此类推,相应展示被访老人对其余8个问题回答结果的被识别及归类结果的频

表4 泊松回归估计结果

变 量	模型 1	模型 2	模型 3
年 龄	0.0012(0.53)	-0.0078***(-2.89)	-0.0114***(-4.17)
性 别(男性=1)	0.0185(0.55)	0.0455(1.18)	0.0375(0.97)
婚 姻(已婚=1)	-0.2152***(-5.59)	-0.1535***(-3.43)	-0.1446***(-3.23)
户 籍(农村=1)	-0.0513(-1.11)	0.0346(0.58)	0.0391(0.66)
受教育程度(小学以下)			
小 学	0.1452*** (3.11)	0.1154** (2.09)	0.1314** (2.38)
初 中	0.6174*** (12.58)	0.4760*** (8.20)	0.5055*** (8.68)
高中或中专	0.5714*** (9.13)	0.4988*** (7.13)	0.5297*** (7.56)
大专及以上	0.3951*** (4.40)	0.1753* (1.80)	0.2241** (2.30)
职业身份(农牧渔)			
企事业单位负责人	0.6384*** (9.41)	0.3611*** (4.35)	0.3395*** (4.08)
专业技术人员	0.6954*** (7.84)	0.5666*** (5.60)	0.5670*** (5.60)
普通职工	0.7017*** (13.71)	0.6306*** (9.62)	0.6197*** (9.47)
灵活就业与无业者	0.4038*** (6.57)	0.3341*** (3.88)	0.3298*** (3.83)
收入(取对数)		1.9793*** (8.97)	1.9888*** (8.99)
收入二次方		-0.1195*** (-9.76)	-0.1195*** (-9.74)
每月养老金		0.0003*** (22.61)	0.0003*** (22.51)
每月救助金		0.0014*** (13.02)	0.0013*** (12.68)
每月福利金		0.0012*** (5.73)	0.0013*** (5.86)
日常活动能力			-0.0567*** (-8.87)
截距	-1.5045*** (-8.24)	-9.2813*** (-9.24)	-7.4625*** (-7.26)
N	9907	7697	7697
ll	-10541.3929	-7781.6727	-7749.9500

注:括号内数据为z值;*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

表 5 有限混合模型的识别结果及各组的频数分布

服务项目	回答结果	识别结果		回答结果	识别结果	
	愿意	购买者	非购买者	不愿意	购买者	非购买者
上门探访	208	195	13	7489	567	6922
服务热线	165	160	5	7532	602	6930
陪同看病	365	351	14	7332	411	6921
帮助购物	282	268	14	7415	494	6921
法律援助	203	191	12	7494	571	6923
上门家务	539	481	58	7158	281	6877
送饭助餐	610	532	78	7087	230	6857
日托站所	512	450	62	7185	312	6873
心理咨询	162	155	7	7535	607	6928

表 6 不同特征老年人被识别结果的比例 %

特 征	购买者	非购买者	特 征	购买者	非购买者
农牧渔民	7.02	92.98	高中或中专	15.24	84.76
灵活就业或无业者	11.01	88.99	大专以上	11.15	88.85
普通职工	13.04	86.96	已婚	9.81	90.19
专业技术人员	16.33	83.67	非婚	10.12	89.88
企事业单位负责人	11.97	88.03	城镇	12.59	87.41
小学以下	8.07	91.93	农村	6.92	93.08
小 学	8.10	91.90	男性	10.33	89.67
初 中	13.15	86.85	女性	9.47	90.53

数。最后汇总识别结果,购买者、非购买者的比重分别为 9.9%和 90.1%。与表 1 依据是否购买养老服务(取值 0或 1~9)对老年人进行分组得到的比重(11.88%、88.12%)相比,被有限混合模型识别出来的购买者占比更低。

表 6 给出了有限混合模型对不同特征老人的识别、归类结果。在职业身份中,专业技术人员和普通职工的购买比例更高;初中、高中或中专、大专及以上

三类受教育程度的购买者比例更高;城镇购买者为 12.59%,而农村为 6.92%。男性购买者为 10.33%,女性购买者为 9.47%。

有限混合模型的第二步会针对被识别出来的两组老人进行回归分析。结果如表 7 所示。从表 7 看,购买者的潜类别概率^①为 10.55%,非购买者的潜类别概率为 89.45%。在非购买者中,年龄、婚姻对老人养老服务购买数的影响不显著。男性比女性愿意购买的养老服务项目数更少;农村户籍相比城镇户籍更不愿意购买;与小学以下组相比,小学、大专及以上组的老年人愿意购买的数目更多,但初中组、高中或中专组则没有明显差别;就职业身份而言,在非购买者中,只有普通职工的购买意愿相对较强,其他组则无明显差别;收入仍具倒 U 形影响。

在被识别为购买者中,不同年龄、性别、婚姻状况的老人之间的差异不显著;城镇户籍比农村户籍愿意购买的项目数更多;小学组、初中组、高中或中专组比小学以下组购买意愿更强,但大专以上组不显著;企事业单位负责人、普通职工的购买意愿比农牧

① 潜类别概率类似于线性回归的方差解释比。

渔民更强。而收入也仍具有倒 U 形影响。此外,养老金、救助金、福利金对两类老人的购买意愿都有显著的提升作用。对两组老年人而言,日常活动能力越强,愿意购买的项目数越少。

总体而言,在 11 个影响因素中,年龄、婚姻状况没有显著影响,社会保障收入、躯体功能对两类老人的影响较为一致,其他 7 个因素对两类老人的影响作用均存在差异。在被识别为非购买者中,女性、收入相对更高的城镇户籍、小学或大专及以上学历受教育程度、退休前为普通职工等特征的老人具有更强的购买意愿,“心动”而未付诸“行动”,在一定条件下有望从“需要者”转为“购买者”。

表 7 有限混合泊松回归估计结果

变 量	非购买者	购买者
年 龄	-0.0169(-0.89)	-0.0022(-0.65)
性 别(男性=1)	-0.8931***(-2.83)	0.0088(0.19)
婚 姻(已婚=1)	-0.0374(-0.17)	0.0053(0.10)
户籍(农业户籍=1)	-0.9421**(-2.16)	0.1638*(2.38)
受教育程度(小学以下)		
小 学	0.7185*(1.77)	0.2004*** (2.93)
初 中	0.4482(1.11)	0.3581*** (5.07)
高中或中专	0.6025(1.47)	0.2475*** (2.92)
大专及以上	1.3684*** (3.78)	0.1823(1.37)
职业身份(农牧渔民)		
企事业单位负责人	1.4515(1.60)	0.2159** (2.32)
专业技术人员	1.5153(1.59)	0.1678(1.43)
普通职工	2.6621*** (3.17)	0.2787*** (3.61)
灵活就业、无业者	-15.1143(-0.02)	0.0920(0.92)
收入(取对数)	7.1013*** (4.61)	0.7635** (2.55)
收入二次项	-0.4460*** (-5.19)	-0.0447*** (-2.75)
每月养老金	0.0007*** (11.05)	0.0001*** (4.06)
每月救助金	0.0020*** (2.98)	0.0003** (2.55)
每月福利金	0.0064*** (8.74)	-0.0001(-0.38)
日常活动能力	-0.1039*** (-5.66)	-0.0374*** (-4.21)
泊松回归截距(β_0)	-29.4246*** (-4.00)	-1.2215(-0.87)
潜类别 mlogit 回归截距(γ_j)	2.1379*** (47.90)	0.0000
潜类别概率(π_j)	0.8945	0.1055
N	6935	762

注:括号内数据为 z 值;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

五、结论与政策建议

本文基于 2016 年中国老年社会追踪调查数据发现,老年人花钱购买养老服务的意愿较低,且对养老服务的购买意愿存在消费分群。使用有限混合泊松回归模型识别得出的购买者、非购买者比例分别为 9.9%、90.1%。这表明老年人并不等于养老服务购买者或消费者,养老服务市场存在较为强烈的“需求错觉”。泊松回归模型估计结果表明,总体上,年龄对养老服务购买意愿有显著负向影响;受教育程度能提升购买意愿,促进作用随着受教育程度的提升先增强后减弱;收入的影响则呈倒 U 形;“中产”职业身份、保险福利救助收入更高者具有更强的购买意愿。在影响养老服务购买意愿时,福利保障金具有一致性的促进作用,身体功能则产生相似的消减作用,但性别、户籍、教育、职业、

收入水平等因素对不同人群的影响存在差异。相比之下,在被识别为非购买者中,女性、收入相对更高的城镇户籍、小学或大专及以上学历受教育程度、退休前为普通职工等特征的老人有更强的购买意愿,有望从“需要者”转为“购买者”。

本文实证结果提供了以下政策启示:(1)在当前老年人普遍购买力不足、购买意愿不强的情形下,首要持续提高老人收入水平,尤其是养老金、救助金、福利金等保险福利水平,重点提升低收入老人、高龄老人等薄弱人群的购买能力。(2)为避免被挪为“啃老”等其他用途,推动福利保障金、津贴补贴等资金给付方式向养老服务购买“补贴”模式转变,直接支持老人购买养老服务。例如,佛山市南海区为老人提供养老服务消费额度,由老人到服务平台选购所需服务,而不是支付现金。(3)政府除继续承担对失独、失能、高龄、贫困等特殊老人的“兜底”责任,应尽早为其他老年人提供普惠式的基本养老服务,增强养老服务消费体验和获得感,培养消费习惯和购买意愿,推动女性、收入相对更高的城镇户籍、小学或初中文化、退休前为普通职工等特征老年人从“需要者”转为“购买者”。(4)市场对准年轻、初高中文化、中产阶层、丧偶或独居、收入和社保福利金相对更高、躯体功能更弱等特征的老人消费购买主体,从“刚需”发轫,逐步扩大养老服务消费人群规模,减少服务空转,促进有效供给,提升盈利水平和能力。

参考文献:

1. 程颖(2019):《城乡一体化下的居民医疗消费分层研究——基于医保系统数据》,《山西农业大学学报(社会科学版)》,第5期。
2. 丁志宏、王莉莉(2011):《我国社区居家养老服务均等化研究》,《人口学刊》,第5期。
3. 杜鹏、王永梅(2017):《中国老年人社会养老服务利用的影响因素》,《人口研究》,第3期。
4. 谷甜甜等(2019):《保障房住区老年人居家养老服务需求及其影响因素分析——基于南京岱山保障房住区的调查》,《兰州学刊》,第7期。
5. 郭竞成(2012):《农村居家养老服务的需求强度与需求弹性——基于浙江农村老年人问卷调查的研究》,《社会保障研究》,第1期。
6. 韩非、罗仁朝(2020):《基于可达性测度的城市社区居家养老服务供需匹配研究——以南京市为例》,《经济地理》,第9期。
7. 侯慧丽(2018):《社会养老服务类型化特征与福利提供者的责任定位》,《中国人口科学》,第5期。
8. 胡芳肖等(2016):《农村老年人养老服务方式需求意愿及影响因素研究——以陕西省为例》,《西安交通大学学报(社会科学版)》,第4期。
9. 吉鹏、李放(2020):《农村老年人市场化居家养老服务的需求意愿及其影响因素分析——基于江苏省的实证数据》,《兰州学刊》,第11期。
10. 马跃如等(2021):《代际支持对老年人机构养老消费选择的影响》,《消费经济》,第2期。
11. 盛见(2019):《社会养老服务需求不足的根源分析与破解路径》,《中州学刊》,第12期。
12. 石园等(2019):《基于差异化服务内容的社区养老服务需求与供给协调机制研究》,《人口与发展》,第

- 3 期。
13. 陶涛等(2021):《子女支持对城乡老年人养老服务购买意愿的影响——基于 2018 年中国老年社会追踪调查的分析》,《人口学刊》,第 1 期。
 14. 田北海、王彩云(2014):《城乡老年人社会养老服务需求特征及其影响因素——基于对家庭养老替代机制的分析》,《中国农村观察》,第 4 期。
 15. 王建云、钟仁耀(2019):《基于年龄分类的社区居家养老服务需求层次及供给优先序研究——以上海市 J 街道为例》,《东北大学学报(社会科学版)》,第 6 期。
 16. 王莉莉(2013):《基于“服务链”理论的居家养老服务需求、供给与利用研究》,《人口学刊》,第 2 期。
 17. 王孟成、毕向阳(2018):《潜变量建模与 Mplus 应用·进阶篇》,重庆大学出版社。
 18. 王琼(2016):《城市社区居家养老服务需求及其影响因素——基于全国性的城市老年人口调查数据》,《人口研究》,第 1 期。
 19. 王晓波、耿永志(2021):《嵌入性视角下老年人养老服务消费影响因素研究》,《兰州学刊》,第 4 期。
 20. 王晓峰等(2012):《城市社区养老服务需求及影响分析——以长春市的调查为例》,《人口学刊》,第 6 期。
 21. 王永梅(2018):《教育如何促进老年人使用社会养老服务?——来自北京的证据》,《兰州学刊》,第 11 期。
 22. 杨庆芳(2020):《居家养老服务需求研究:现状、问题和展望》,《兰州学刊》,第 6 期。
 23. 姚俊、张丽(2018):《嵌入性促进、个体性感知与农村居家养老服务需求——基于三省 868 名农村老人的问卷调查》,《贵州社会科学》,第 8 期。
 24. 姚兆余等(2018):《家庭类型、代际关系与农村老年人居家养老服务需求》,《南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学)》,第 6 期。
 25. 应天煜等(2020):《家庭权力关系视角下的老年人商业养老服务消费决策模式研究》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》,第 4 期。
 26. 张红凤、罗微(2019):《养老服务资源对老年人社会养老服务需求的影响研究》,《中国人口·资源与环境》,第 4 期。
 27. Deb P. and Trivedi P.K.(2002), The Structure of Demand for Healthcare: Latent Class Versus Two-part Models. *Journal of Health Economics*. 21(4):601-625.
 28. Gerdtham U. and Trivedi P.K.(2001), Equity in Swedish Health Care Reconsidered: New Results Based on the Finite Mixture Model. *Health Economics*. 10(6):565-572.
 29. Heckman J. and Singer B.(1984), A Method of Minimizing the Distributional Impact in Econometric Models for Duration Data. *Econometrica*. 52(2):271-320.
 30. Kasahara H. and Shimotsu K.(2009), Nonparametric Identification of Finite Mixture Models of Dynamic Discrete Choices. *Econometrica*. 77(1):135-175.
 31. Lee K.H. and Xue L.(2018), Nonparametric Finite Mixture of Gaussian Graphical Models. *Technometrics: A Journal of Statistics for the Physical, Chemical and Engineering Sciences*. 60(4):511-521.
 32. WHO(2015), World Report on Ageing and Health, Geneva, World Health Organization Press.

(责任编辑:朱 犁)