

留守、“广场舞”与健康福利 ——老年文娱活动健康促进作用分析

宋月萍¹, 张涵爱², 李龙²

(1 中国人民大学 人口与发展研究中心, 北京 100872; 2 中国人民大学 社会与人口学院, 北京 100872)

摘要:基于第三期中国妇女社会地位调查数据,使用 Probit 模型作为基准模型,并借助工具变量法控制内生性,探讨广场舞等老年文娱活动对留守老人自评健康的影响。老年文娱活动对留守老人的健康状况具有显著的正向影响,其对于老人健康的促进作用除了活动有益于强身健体,还得益于其自我调节效应和社会支持效应。

关键词:留守老人;老年文娱活动;健康福利;作用机制

中图分类号:C913

文献标识码:A

文章编号:1674-1668(2015)05-0097-08

Remained Elderly, Square Dance and Health Benefits: an Analysis of Promotion of Recreational Activities for Remained Elderly's Health

SONG Yue-ping¹, ZHANG Han-ai², LI Long²

(1 Center for Population and Development Studies, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 2 School of Sociology and Population Studies, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Using data of the Third Wave Survey on the Social Status of Women in China (2010), this paper studies the promotion of recreational activities for remained elderly's health using IV-Probit model. Results show that recreational activities significantly improve the health condition of remained elderly. Further analyses show the mode of action of recreational activities. Remained elderly benefit from not only their physical condition improved but their self-adjustment and social support strengthened well.

Key words: remained elderly; recreational activities; health benefits; mode of action

1 引言

人口流动和老龄化是我国现在最典型的人口特征和最突出的社会现象。在两者的交互影响下,农村留守老人不断增多,日渐受到全社会的关注。在留守老人面临的问题中,健康问题尤为突出,其影响因素也更为复杂。在高度倚重家庭的农村养老体系中,子女外出流动直接导致老年健康照料关系中主体与客体的空

收稿日期:2014-11-16

基金项目:国家社会科学基金项目“城镇化背景下的流动人口家庭发展问题研究”(项目编号:2015BRK036)。

作者简介:宋月萍(1978—),女,浙江绍兴人,中国人民大学人口与发展研究中心副教授;张涵爱(1991—),男,北京人,中国人民大学社会与人口学院硕士研究生。

间分离,留守老人在经济供养、生活照料以及情感支持、精神慰藉等各个方面都将面临更多的不确定性,可能损害留守老人的健康福利、引发留守老人的健康问题,这不仅关系到农村社会的和谐稳定,而且影响着农村劳动力转移的后备基础和新型城镇化的潜在动力。因而,正视留守老人的健康问题、改善留守老人的健康状况具有重要的现实意义。

尽管流动人口家庭化的趋势日渐明显,但在现阶段实现农村老人随同子女到城镇地区居住却并不现实。当经济社会发展到一定阶段、基本医疗服务开始普及时,研究留守老人的健康问题,一方面需要突破过度依赖家庭养老的传统思维,从农村社区的设施建设和制度建设着眼探讨健康老龄化的实现路径,从留守老人自身的能动性和创造性着眼分析老年健康的影响因素;另一方面需要突出健康的整体概念,既注重营造有益于留守老人身心健康、生活自理能力维持的环境,也注重创造有利于留守老人心理健康、社会适应能力提升的条件,而不仅仅局限在治疗疾病、维持生命方面,其目标是留守老人生活质量的逐渐改善。这其中,老年文娱活动所能发挥的作用需要仔细研究。近些年来,以广场舞为代表的老年文娱活动开始兴起,很大程度上改变了老人的生活方式和生命状态,老人,尤其是留守老人的健康可能为之受益。农村老年文娱活动相对更加匮乏,广场舞在其中占据特殊重要的一席,是否可以认为老年文娱活动是农村老人健康状况的显著影响因素,对于健康状况更显微弱的留守老人,广场舞等老年文娱活动能否真正发挥健康促进作用?这是本文旨在尝试回答的研究问题。

分析老年文娱活动对留守老人健康的作用既是丰富留守老人健康影响因素研究的要求,也是探索留守老人健康促进现实路径的需要。本文将利用第三期中国妇女社会地位调查数据,通过开展描述分析、构建回归模型、实施内生控制、阐述作用机制对此进行系统深入地探讨。本文可能的贡献主要在于:从老年社会参与和文化参与的视角研究留守老人的健康问题,运用工具变量方法控制可能存在的内生性,从而作出更为准确和稳健的定量测度,进一步考察老年文娱活动健康促进作用具体的发生机制,提出老年文娱活动健康促进作用可能的实现策略,兼具理论价值与现实意义。

2 文献综述

老龄化已经成为中国社会的常态,健康老龄化是应对老龄社会的基本方略,在这一背景下,留守老人的健康问题急需重视。以往研究表明,留守老人的健康问题既表现出老人在健康方面的普遍特征,同时又反映着留守给健康带来的典型影响。一方面,女性呈现健康劣势、年龄增长带来健康衰退、婚姻能够推动健康保护、收入提高可以实现健康促进等适用于全体老人的结论也在留守老人中得到证实(王小龙、兰永生,2011)。另一方面,与非留守老人相比,留守老人在情感支持和精神慰藉方面的弱化乃至缺失以及在劳动负担方面的加重,都会明显有损于他们的健康状况。尽管子女外出流动将会提升其对留守老人的经济供养能力,具有改善留守老人健康的积极作用,但是留守老人情感支持的质量和慰藉的精神慰藉的强度却也因为子女外出流动而趋于减少,而且,子女外出流动之后,留守老人不仅需要承受更为繁重的农业生产和家务劳动,有些还要担负照料孙子女的重任,这种情况将对留守老人的健康福利产生负面的干预效应(张文娟、李树苗,2004;左冬梅、李树苗,2011)。可见,留守转换了农村老人的生命状态、改变了农村老人的时间配置,这个过程不单单会从生理层面上作用于农村老人,更重要的是会对老人的心理状况和社会适应能力产生显著影响,其结果是留守老人极有可能面临的健康失衡。

留守老人在时间配置上的改变是其生命状态转换最直接的表现,其突出的特点就是劳动时间相对增加而闲暇时间则随之减少。利用中国健康与营养调查截面数据,李琴、宋月萍(2009)的研究发现,子女外出流动会在整体上增加留守老人的农业劳动时间,不过这种影响会因流动模式的不同而存在差异。畅红琴、董晓媛(2009)基于中国健康与营养调查纵贯数据进行的分析也表明留守老人在农业劳动上的时间投入显著增加,同时,女性留守老人还要在家务劳动上相应地投入时间。上述研究虽然没有直接触及留守老人的闲暇状况,但从侧面揭示了留守老人可能面临的“时间贫困”^①,亦即闲暇时间的相对不足。文娱活动往往是闲暇时

^①“时间贫困”是指劳动(包括市场劳动和非市场劳动)时间超过某一特定时间的状态。

间的重要选择,闲暇时间减少通常意味着文娱活动也会有所减少,是否将会给留守老人带来福利的损失?至今尚无文献从这一角度加以探讨,本文的一个出发点就是从健康福利的角度切入尝试对此进行某种意义上的解答。

除此此外,还需关注的是,既有研究已经发现,当前农村地区的文化生活极为单调,电视、广播以及赶集、聊天等带有自发性质的项目几乎是老人文娱活动的全部,它们在互动和参与方面明显不及广场舞等带有集体性质的项目,因而难以有效满足老人的心理需求和社会适应需求,对于留守老人而言,这很难弥补他们因子女外出流动而弱化甚至缺失的情感支持和精神慰藉(蔡蒙,2006;伍小兰,2009)。如果留守老人在广场舞等有组织的文娱活动参与方面有所改观,能够多大程度上改善其自身的福利,尤其是健康福利?似乎鲜有研究进一步关注到这个问题。本文力图在对留守老人文化生活状况再评价的基础上诠释老年文娱活动的健康影响机制,其深层的含义是从留守老人与其他农村老人相比尤为欠缺的情感支持和精神慰藉层面上着眼,重新解读广场舞等老年文娱活动可能具有的健康价值,尤其是在心理健康与社会适应方面的价值。值得一提的是,这里同时还蕴藏着提升留守老人健康水平、增进留守老人健康福利的现实路径。面对留守老人文化生活匮乏的状况,以往研究大都强调通过推动农村经济发展、建设养老服务体系以及重构伦理道德等举措来化解危机、突破困境(李春艳、贺聪志,2010;李振堂,2012;李文琴,2014)。但是这些举措适用于较长周期,短期内可行性受到限制。如何发掘可能针对这一群体短期内能有作用、形成有效干预的政策,也是本文的一大考量。

综上,针对留守老人研究老年文娱活动健康促进作用的本质是从一个更独特的角度上考察留守老人健康福利损失的可能,是在一个更现实的基础上探究改善留守老人健康福利的路径。既有研究已经做了一定的铺垫,但遗憾的是由于没有足够聚焦这个问题,不少研究只是对留守老人情感支持和精神慰藉弱化乃至缺失的状况进行了描述,未能作出更加深入的分析。本文将为更加系统地理解留守老人的健康影响机制提供一个创新的视角。

3 数据、模型与变量

3.1 数据来源

本文采用的数据来自中国妇女社会地位调查。这一调查是全国妇联和国家统计局自1990年以来每隔十年就在全国各个省份(不含港、澳、台)开展一次的大规模、综合性调查项目,至今已有三期。2010年实施的第三期调查设有老年专卷,该问卷以居住在家庭户内的、65岁及以上的男女两性中国公民为访问对象,最终样本包含1955个基层社区的10575名老人。本文关注的对象是农村的留守老人。关于留守老人,目前学界并无较为统一的概念界定,这主要是由于农村老人的居住状况、赡养状况与子女的外出流动状况三者相互交织,形成了错综复杂的情形,因而给判别留守老人增添了很多困难。在原国家人口计生委三类地区人口流动及其影响因素监测调查中,留守老人被定义为“赡养者外出谋生的老人”,这一概念更为精细但也更难操作,致使留守老人被大量遗漏,2011年,被访家庭户中有留守老人的家庭户仅占大约5%。而绝大多数研究对留守老人的界定更易操作却也更为粗浅,仅将家庭户中有子女外出流动的老人(杜鹃等,2004;罗敏等,2011)甚至于家庭户中有成员外出流动的老人(周福林,2006)定义为留守老人。

对留守老人较为理想的识别方式应当综合考虑农村老人的居住状况、赡养状况与子女的外出流动状况,对那些独居的老人、多子女而仅有一方外出流动的老人等作出审慎的认定。但是受到调查的限制,家庭户信息、全部子女信息以及具体赡养信息等往往不可兼得,只能“被迫”作出较为简化的判断。由于第三期中国妇女社会地位调查并未专门把留守老人作为重点关注的群体进行考察,只能依据家庭户内成员情况(主要涉及与户主的关系以及是否在本户常住)对留守老人进行筛选,因此,本文采用较为粗略的概念,将留守老人界定为家庭户中有子女外出流动的老人。根据这一定义,并剔除变量上的缺失值,本文在被访的全体农村老人中遴选得到2967名留守老人。

表1 控制变量的指标含义及测度

控制变量	指标含义及测度
性别	被访者是否为男性(男性=1,女性=0)
年龄	依据被访者出生年月推算,单位为“岁”
教育程度	被访者目前是否接受过学历教育(受过教育=1,未受过教育=0)
农业劳动	被访者今年是否从事农林牧渔劳动(参加=1,不参加=0)
及时就医	被访者最近三年是否在身体有病能及时去看医生(否=1,是=0)
社会医疗保障	被访者是否有社会医疗保障(是=1,否=0)
孤独感	被访者是否经常感到孤独(是=1,否=0)
配偶状况	被访者的配偶是否健在(有配偶=1,无配偶=0)
子女经济供养	被访者的子女是否给予自己经济资助(是=1,否=0)
子女精神慰藉	被访者的子女是否听您说心里话(是=1,否=0)

表2 模型变量的统计描述

主要变量	全体		不健康		健康	
	比例/均值	标准差	比例/均值	标准差	比例/均值	标准差
老年文娱活动						
否	0.895	0.306	0.934	0.248	0.881	0.324
是	0.105	0.306	0.066	0.248	0.119	0.324
性别						
女性	0.462	0.499	0.499	0.500	0.449	0.497
男性	0.538	0.499	0.501	0.500	0.551	0.497
年龄(岁)	71.730	5.615	71.843	5.490	71.688	5.661
教育程度						
未受过教育	0.516	0.500	0.585	0.493	0.491	0.500
受过教育	0.484	0.500	0.415	0.493	0.509	0.500
农业劳动						
不参加	0.634	0.482	0.735	0.442	0.597	0.491
参加	0.366	0.482	0.265	0.442	0.403	0.491
及时就医						
是	0.720	0.449	0.583	0.493	0.771	0.420
否	0.280	0.449	0.417	0.493	0.229	0.420
社会医疗保障						
否	0.029	0.168	0.039	0.193	0.025	0.157
是	0.970	0.170	0.961	0.193	0.974	0.160
孤独感						
否	0.655	0.475	0.545	0.498	0.696	0.460
是	0.345	0.475	0.455	0.498	0.304	0.460
配偶状况						
无配偶	0.315	0.465	0.306	0.461	0.319	0.466
有配偶	0.685	0.465	0.694	0.461	0.681	0.466
子女经济供养						
否	0.150	0.357	0.147	0.354	0.151	0.358
是	0.850	0.357	0.853	0.354	0.849	0.358
子女精神慰藉						
否	0.160	0.367	0.192	0.394	0.148	0.356
是	0.840	0.367	0.808	0.394	0.852	0.356

3.2 变量测度

本文将在个人层面上检验老年文娱活动对留守老人健康水平的影响。关于健康水平的测度,以往研究广泛采用的结果变量是自评健康,这一主观测度方法可以包含客观测度方法无法反映的、自我知晓的私人健康信息,可靠性已经得到充分证实。第三期中国妇女社会地位调查通过询问被访者“总的来说,您觉得您目前的健康状况如何”这一问题可以直接获得很好、较好、一般、较差、很差五个等级的自评健康信息。在具体分析时,本文把很好、较好和一般整体视为积极的健康状态,赋值为1,而把较差和很差合并当作消极的健康状态,赋值为0。对于关键自变量“老年文娱活动”,调查涉及被访者今年参加广场舞等有组织的老年文娱活动的频繁程度,据此可将从不参加的被访者定义为“否”,取值为0,而将偶尔、有时和经常参加的被访者定义为“是”,取值为1。

考虑到仅就因变量和关键自变量构建回归模型可能由于遗漏其他重要自变量而使估计结果有偏,为了准确和稳健起见,本文同时纳入一组影响老年健康的控制变量。其中主要包括性别、年龄等人口特征变量,教育程度、农业劳动等社会经济变量,及时就医、社会医疗保障以及孤独感等医疗卫生变量,配偶状况、子女经济供养、子女精神慰藉

等家庭支持变量,这些变量对于老年健康的显著影响已在既有研究中得到检验(沈可、程令国,2012;江求川、张克中,2013)。表1是对上述控制变量指标含义及测度的具体说明。

3.3 模型设定

针对因变量“自评健康”为二分变量的特点,本文采用的回归模型是 Probit 模型。在借鉴以往研究的基础上,回归模型的具体形式设定如下:

$$P(\text{health}_i = 1 | \cdot) = \phi(\beta_0 + \beta_1 \text{recreati}_i + \gamma X_i + \varepsilon_i)$$

其中, health_i 表示农村留守老人自评健康的二分变量, recreati_i 表示留守老人参加广场舞等老年文娱活动的虚拟变量,此二者是本文重点考察的变量。 X_i 是影响老年健康的其他控制变量,上文已有论及。 recreati_i 的系数 β_1 是本文最为关心的参数。

3.4 描述分析

在本文关注的 2967 名农村留守老人中,自评健康状况较差的老人共有 804 名,所占比例为 27.1%,自评健康状况较好的老人则有 2163 名,所占比例为 72.9%。表 1 是对模型变量的统计描述,可见只有 10.5% 的老人曾参加过广场舞等老年文娱活动,自评健康状况较差的老人在文娱活动的参加比例上明显不及自评健康状况较好的老人,前者比后者约低 5.3 个百分点,说明老年文娱活动与留守老人的自评健康状况显著相关。从控制变量来看,在自评健康状况较差的老人中,女性相对更多、年龄相对偏大,未受过教育、不参加农业劳动的情况较为普遍,及时就医、拥有社会医疗保障的比例相对更低,得到子女的精神慰藉较为有限。描述分析仅能提供老年文娱活动对留守老人健康影响的粗浅信息,更为系统的诠释将在实证分析中加以呈现。

表 3 老年文娱活动对留守老人健康的影响:Probit 估计

主要变量	(1) Probit		(2) Probit	
	参数估计	边际效应	参数估计	边际效应
老年文娱活动(参照组:否)	0.378*** (0.088)	0.124	0.347*** (0.092)	0.107
性别(参照组:女性)			-0.007 (0.056)	-0.002
年龄(单位:岁)			0.008 (0.005)	0.002
教育程度(参照组:未受过教育)			0.133* (0.057)	0.041
农业劳动(参照组:不参加)			0.460*** (0.059)	0.141
及时就医(参照组:是)			-0.477*** (0.055)	-0.147
社会医疗保障(参照组:否)			0.226+ (0.122)	0.070
孤独感(参照组:否)			-0.359*** (0.057)	-0.110
配偶状况(参照组:无配偶)			-0.280*** (0.063)	-0.086
子女经济供养(参照组:否)			0.025 (0.077)	0.008
子女精神慰藉(参照组:否)			0.142* (0.072)	0.044
观测值	2967		2967	
Pseudo R ²	0.006		0.069	

注:括号内数值为标准误,+代表 0.05 的统计水平上显著,*代表 0.05 的统计水平上显著,**代表 0.01 的统计水平上显著,***代表 0.001 的统计水平上显著,以下皆同。

4 老年文娱活动对留守老人健康的影响

4.1 基准模型

表 3 报告的是老年文娱活动对留守老人健康影响的估计结果。其中,回归模型(1)仅对“老年文娱活动”这一关键自变量进行控制,从中可以看到,老年文娱活动对留守老人的自评健康状况具有显著的正向作用,与不参加老年文娱活动的留守老人相比,参加老年文娱活动的留守老人自评健康状况较好的概率要高出 12.4%。为了排除其他变量可能造成的干扰,回归模型(2)加入了人口特征、社会经济、医疗卫生、家庭支持等方面的控制变量,从中可以看到,老年文娱活动对留守老人的自评健康状况仍旧发挥明显的促进作用,参加老年文娱活动的留守老人自评健康状况较好的概率比不参加老年文娱活动的留守老人依然高出 10.7%。无论是否纳入影响老年健康的其他控制变量,老年文娱活动对留守老人健康的影响均在 0.1% 的统计水平上显著。此外,

回归模型(2)还显示,受过教育、参加农业生产、拥有社会医疗保障、得到子女的精神慰藉,对留守老人的自评健康状况也有显著的正向作用,而无法及时就医、有孤独感、有配偶,对留守老人的自评健康状况则有显著的负向作用。

4.2 内生控制

准确估计基准模型是有效检验老年文娱活动对留守老人健康影响的前提条件。而在上述回归模型的估计中,内生性问题的存在可能难以保证结果无偏且一致。一方面,尽管本文已对影响老年健康的其他关键变量加以控制,但是由于影响老年健康的因素众多,仍有可能遗漏某些重要变量,其中,遗传、偏好等部分变量在调查中不可观测,却会显著影响健康水平。另一方面,不仅老年文娱活动会对留守老人健康产生影响,同时也有可能存在反向因果关系,亦即留守老人的健康水平将会影响其老年文娱活动的参与状况,当留守老人的健康状况较差时,他们可能受到身体素质的限制和精神状态的困扰而无法参加老年文娱活动。因此,在研究老年文娱活动对留守老人健康的影响时,必须考虑控制内生性的方法。

表4 老年文娱活动对留守老人健康的影响:IvProbit估计

主要变量	IvProbit	
	一阶段	二阶段
小广场/公园(参照组:否)	0.095*** (0.012)	
老年文娱活动(参照组:否)		1.093 + (0.608)
性别(参照组:女性)	0.009 (0.012)	-0.006 (0.058)
年龄(单位:岁)	0.000 (0.001)	0.007 (0.005)
教育程度(参照组:未受过教育)	0.070*** (0.012)	0.072 (0.074)
农业劳动(参照组:不参加)	-0.041*** (0.013)	0.502*** (0.068)
及时就医(参照组:是)	-0.020 (0.013)	-0.447*** (0.059)
社会医疗保障(参照组:否)	0.004 (0.022)	0.223 + (0.123)
孤独感(参照组:否)	-0.001 (0.013)	-0.357*** (0.058)
配偶状况(参照组:无配偶)	0.021 (0.014)	-0.292*** (0.065)
子女经济供养(参照组:否)	-0.009 (0.017)	0.0511 (0.079)
子女精神慰藉(参照组:否)	0.029 + (0.016)	0.130 + (0.075)
观测值	2923	2923
Pseudo R ²	0.046	--

选取与老年文娱活动相关但与留守老人健康水平无关的工具变量进行相关估计是控制内生性的常用方法。如果内生变量发生在个体层面,从社区层面上搜寻其工具变量是众多研究通常采取的做法,有效性已经得到广泛验证。本文使用农村社区里小广场或公园的配置状况作为工具变量来对内生性进行纠正。这主要是基于如下考虑:一方面,农村社区里小广场或公园的配置状况与留守老人的健康水平之间具有较强的外生性,前者为社区层面的宏观数据资料,后者则为个体层面的微观数据资料,没有理由认为前者会对后者产生直接的影响;另一方面,农村社区里小广场或公园的配置状况与留守老人的老年文娱活动参与状况具有较强的相关性,公共物品的供给能够激励个体的参与行为,相比没有配置小广场或公园的农村社区,配置小广场或公园的农村社区组织老年文娱活动的积极性往往更高,老人参加老年文娱活动的主动性也会更强。

使用工具变量控制内生性首先应当检验这一工具变量是否为弱工具变量。尽管针对连续因变量和连续工具变量的弱工具变量检验方法已经较为成熟,但是这一方法在分类因变量和分类工具变量的弱工具变量检验中可能并不适用(Nichols, 2011),而且目前并无其他有效方法来对分类因变量和分类工具变量

的弱工具变量问题进行检验。本文遂从第一阶段工具变量对内生变量的回归分析中初步判断弱工具变量问题是否严重。表4中第一阶段的估计结果显示,农村社区里配置小广场或公园能够有效促进留守老人参加老年文娱活动,这一影响在0.1%的统计水平上显著,由此可以认为,这一工具变量的弱工具变量问题可能并不严重。第二阶段的估计结果表明,控制老年文娱活动与健康水平之间可能存在的内生性之后,尽管老年

文娱活动对留守老人健康影响的显著性水平有所降低,但是老年文娱活动的正向促进作用却依然是显著的。

4.3 作用机制

上文已经证实老年文娱活动会对留守老人的健康水平产生显著的促进作用。在此基础上,有待探讨的是老年文娱活动这一促进作用的具体发生机制。既有医学研究成果表明,老人积极的活动和有效的运动能够显著降低心脑血管疾病的发病风险,维持肌肉和骨骼的正常功能,预防慢性疾病(李文川,2010),因而,留守老人参加老年文娱活动可以起到锻炼自身体质、保持生理健康的功效。本文在此之外尝试检验另外两种影响渠道:一是老年文娱活动的自我调节效应,此即留守老人可以通过参加老年文娱活动来疏解消极情绪、培养积极心态,这可能是其实现心理健康的可靠路径;二是老年文娱活动的社会支持效应,此即留守老人可以通过参加老年文娱活动来拓展社会网络、增进社会关系,这可能是其提升社会适应水平的有效方法。基于对这两种影响渠道的探讨,本文力图从个人和社会的双重视角出发,重点以心理与社会适应能力两个方面为着眼点,结合既有医学研究对生理方面的相关成果,在完整的健康定义下,解析老年文娱活动对留守老人健康促进作用的具体发生机制。

表5 老年文娱活动对留守老人健康的作用机制:
自我调节效应和社会支持效应

主要变量	(3)自我调节效应		(4)社会支持效应	
	参数估计	边际效应	参数估计	边际效应
老年文娱活动(参照组:否)	0.338*** (0.092)	0.102	0.330*** (0.092)	0.101
遇事能够想得开(参照组:否)	0.400*** (0.083)	0.121		
经常与街坊邻居来往(参照组:否)			0.405*** (0.109)	0.124
性别(参照组:女性)	-0.025 (0.057)	-0.008	-0.005 (0.057)	-0.001
年龄(单位:岁)	0.008 (0.005)	0.002	0.009+ (0.005)	0.003
教育程度(参照组:未受过教育)	0.119* (0.058)	0.036	0.126* (0.058)	0.038
农业劳动(参照组:不参加)	0.464*** (0.060)	0.141	0.448*** (0.059)	0.137
及时就医(参照组:是)	-0.468*** (0.056)	-0.142	-0.469*** (0.055)	-0.143
社会医疗保障(参照组:否)	0.250* (0.123)	0.076	0.217+ (0.122)	0.066
孤独感(参照组:否)	-0.354*** (0.057)	-0.107	-0.347*** (0.057)	-0.106
配偶状况(参照组:无配偶)	-0.291*** (0.064)	-0.088	-0.276*** (0.063)	-0.084
子女经济供养(参照组:否)	0.003 (0.078)	0.001	0.010 (0.077)	0.003
子女精神慰藉(参照组:否)	0.151* (0.073)	0.046	0.134+ (0.072)	0.041
观测值	2922		2967	
Pseudo R ²	0.078		0.073	

在检验上述两种影响渠道时,本文的基本假设为,如果老年文娱活动可以通过上述两种渠道影响留守老人的健康水平,当在回归模型中纳入自我调节和社会支持的相关变量时,老年文娱活动对留守老人健康的促进作用应当有所弱化,而体现自我调节和社会支持的相关变量对留守老人健康的影响应当显著为正。为了检验自我调节效应,本文在回归模型(2)的自变量中增加“是否遇事能够想得开”这一变量从而得到了表5所示的回归模型(3),从中可见,遇事能够想得开的留守老人自评健康状况较好的概率相对更高,自我调节效应的渠道变量加入之后,老年文娱活动对留守老人自评健康状况的影响明显降低,对比表5和表3的估计结果可以计算得出,自我调节效应的渠道变量使得老年文娱活动对健康水平的影响大约降低4.7% $((0.102 - 0.107) / 0.107)$,这一结果表明,老年文娱活动之所以能够提升留守老人的健康水平,很有可能是因为留守老人可以从中得到精神慰藉、情感依托和心理疏导。为了检验社会支持效应,本文在回归模型(2)的自

变量中增加“是否经常与街坊邻居来往”这一变量。同理可见,经常与街坊邻居来往的留守老人自评健康状况相对更好,加入社会支持效应的渠道变量使得老年文娱活动对健康水平的影响大约降低5.6% $((0.101 - 0.107)/0.107)$ 。这一结果显示,留守老人在老年文娱活动中得以丰富社交体验、促进社会交往、发展社区支持,可能是其健康水平提升的重要原因。

5 结论与讨论

当前,我国的城乡老龄化水平倒置,农村老龄化形势严峻,留守老人的不断累积是造成这种情况的重要原因。作为健康老龄化进程中最为薄弱的环节,留守老人的健康问题不仅需要客观描述现实状况,更需要深入探究内在机理,特别是需要具体分析影响因素,进而针对性地提出干预思路。本文之所以将研究目光投射到略带戏谑意味的广场舞等老年文娱活动上,就是为了从这个社会热点切入审视当前留守老人健康促进的渠道,在整体的健康概念下考察留守老人文化参与和社会参与的意义。本文的逻辑起点不是纯粹为了说明广场舞等老年文娱活动的价值,而是在综合考虑留守老人的特殊性、健康问题的重要性以及文娱活动的可行性的基础上分析老年文娱活动对留守老人健康的影响,从而为提升留守老人的健康水平、改善留守老人的健康福利提供支撑。

基于第三期中国妇女社会地位调查数据,使用 Probit 模型作为基准模型,并借助工具变量法控制内生性,本文通过估计广场舞等老年文娱活动对留守老人自评健康的影响发现,这类文娱活动对留守老人的健康状况具有显著的正向影响。进一步分析老年文娱活动的作用机制之后发现,广场舞等老年文娱活动这种健康促进作用除了来源于其强身健体的功能之外,还得益于其自我调节效应和社会支持效应。广场舞等老年文娱活动对留守老人健康的促进作用同时昭示着两个事实:一方面,从文娱活动方面可以进一步证实留守老人闲暇时间的损失将会引致健康福利的损失,另一方面,改善文娱活动的参与状况将会增进留守老人的健康福利。

有鉴于上述发现,本文同时具有两点政策含义。其一,考虑到农村社区里配置小广场或公园能够有效促进留守老人参加老年文娱活动,应当在新农村建设中激发留守老人文化参与和社会参与的活力,广场舞这类的老年文娱活动组织开展起来较为便捷,几乎无需政府专门投入经费、安排人力,可以作为增进留守老人健康福利的一条现实路径,不过,广场舞等老年文娱活动仍需积极引导、有效规范,使之与社会秩序更好地适应、与群众期盼更好地结合。其二,广场舞等老年文娱活动虽然具有组织性、集体性,但并不是像很多项目那样自上而下推动的,这类文娱活动具有很好的群众基础,更易动员、更受欢迎。这也启示我们,应当在健康老龄化中重视留守老人自组织的力量,凝聚智慧,增进互助,在快速城镇化的进程中积极应对留守老人问题。

参考文献:

- 张文娟,李树苗. 劳动力外流对农村家庭养老的影响分析[J]. 中国软科学,2004,(8):34-39.
- 左冬梅,李树苗. 基于社会性别的劳动力迁移与农村留守老人的生活福利——基于劳动力流入地和流出地的调查[J]. 公共管理学报,2011,(2):93-100+127.
- 王小龙,兰永生. 劳动力转移、留守老人健康与农村养老公共服务供给[J]. 南开经济研究,2011,(4):21-31+107.
- 李琴,宋月萍. 劳动力流动对农村老年人农业劳动时间的影响以及地区差异[J]. 中国农村经济,2009,(5):52-60.
- 畅红琴,董晓媛. 中国农村劳动力外流对留守家庭成员时间分配的影响[J]. 世界经济文汇,2009,(4):63-76.
- 蔡蒙. 劳务经济引致下的农村留守老人生存状态研究——基于四川省金堂县竹篙镇的实证分析[J]. 农村经济,2006,(4):118-121.
- 伍小兰. 农村老年人精神文化生活的现状分析和政策思考[J]. 人口与发展,2009,(4):70-75.
- 李春艳,贺聪志. 农村留守老人的政府支持研究[J]. 中国农业大学学报(社会科学版),2010,(1):113-120.
- 李振堂. 农村社区解决留守老人问题方略探析[J]. 山东社会科学,2012,(4):36-38.
- 李文琴. 中国农村留守老人精神需求的困境与化解[J]. 思想战线,2014,(1):104-107.
- 杜鹏,丁志宏,李全棉,桂江丰. 农村子女外出务工对留守老人的影响[J]. 人口研究,2004,(6):44-52.

(下转第112页)

增加? 基于1980-2011年一项生育意愿调查结果显示,2000年以来,中国人平均理想子女数基本稳定在1.6-1.8之间,并且人们实际生育子女数往往会少于理想子女数(侯佳伟等,2014)。而本次受调查的单独家庭平均理想子女数为1.70个,理想子女数与该研究结论基本一致。我们可以推测,可能是由于生育政策的外在限制,或是经济压力、社会文化等因素的内在约束,现在的家庭在生育上逐渐摒弃了以往一味追求孩子数量的传统生育观念,单独二孩政策导致人口数量激增的可能性不大。

如果把单独二孩政策看作是我国生育政策历史进程中的一次实验,那么实验的结果对我国未来人口调控具有一定的政策导向性。从现有的分析可以看到:单独政策放开后,家庭不会在孩子性别选择上都选择男孩,“释放效应”与“稀释效应”有助于降低出生性别比;同时,我国家庭理想子女数已经进入了低生育状态,因单独政策而新出生的孩子数量也是一种适度释放。本文的政策含义是,在当前高性别比与低出生率的背景下,政府有必要未来根据人口形势逐步放开二孩政策,这不仅有利于解决因性别比失调造成了比如老龄化、婚姻市场等社会问题,还可以在在一定程度上预防“低生育率陷阱”的发生。

参考文献:

- 李树茁等. 国际视野下的性别失衡与治理[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2010. 44.
- 汤兆云. 生育政策对出生性别比升高影响及未来生育政策的走向[J]. 江苏社会科学, 2011, (6): 55-60.
- 原新, 石海龙. 中国出生性别比偏高与计划生育政策[J]. 人口研究, 2005, (3): 11-19.
- Gu Baochang, Krishna Roy. Sex Ratio at Birth in China, with Reference to Other Areas in East Asia: What We Know[J]. *Asia - Pacific Population Journal*, 1995, (3): 17-42.
- 李建新. 生育政策与出生性别比偏高[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2008, (3): 68-77.
- 穆光宗. 近年来中国出生性别比偏高现象的理论解释[J]. 人口与经济, 1995, (1): 48-51.
- 乔晓春. 性别偏好、性别选择与出生性别比[J]. 中国人口科学, 2004, (1): 14-24.
- 石人炳. 生育控制政策对人口出生性别比的影响研究[J]. 中国人口科学, 2009, (5): 86-96.
- 王军. 生育政策和社会经济状况对中国出生性别比失衡的影响[J]. 人口学刊, 2013, (5): 5-15.
- 伍海诚, 乔天宇. 农村一孩户再生育意愿研究[J]. 人口与经济, 2013, (6): 30-38.
- 穆光宗. 出生人口性别比异常偏高与生育政策有关吗? [J]. 人口与发展, 2008, (2): 22-36.
- 庄亚儿, 姜玉, 王志理, 李成福等. 当前我国城乡居民的生育意愿[J]. 人口研究, 2014, (5): 3-14.
- 郭凯明, 颜色. 性别偏好与人口转型[J]. 经济学季刊, 2011, (4): 1209-1235.
- 雷洪, 史铮. 农村青年生育性别偏好研究[J]. 中国青年研究, 2004, (11): 118-128.
- 辜胜阻, 陈来. 城镇化效应与生育性别偏好[J]. 中国人口科学, 2005, (3): 30-37.
- 尤丹珍, 郑真真. 农村外出妇女的生育意愿分析[J]. 社会学研究, 2002, (6): 52-63.
- 侯佳伟, 黄四林等. 中国人口生育意愿变迁: 1980-2011[J]. 中国社会科学, 2014, (4): 78-98.

[责任编辑: 穆光宗]

(上接第104页)

- 罗敏, 姜倩, 张菊英, 谭玲, 应桂英, 甘华平. 农村留守老人健康状况的影响因素研究[J]. 四川大学学报(医学版), 2011, (3): 409-412.
- 周福林. 我国留守老人状况研究[J]. 西北人口, 2006, (1): 46-49+56.
- 沈可, 程令国. 空巢是否损害了老年健康? [J]. 世界经济文汇, 2012, (2): 89-103.
- 江求川, 张克中. 宗教信仰影响老年人健康吗? [J]. 世界经济文汇, 2013, (5): 85-106.
- Nochols, A., Causal Inference for Binary Regression with Observational Data, Working Paper, 2011, Economics Department, University of Michigan.
- 李文川. 身体活动干预与老年人健康促进研究进展[J]. 中国体育科技, 2010, (6): 129-137.

[责任编辑: 黄成礼]