

城市老年人经济参与的影响因素研究

——基于多层 Logistic 回归模型

汪 斌 郑家豪

内容摘要：本文使用 2016 年中国家庭追踪调查数据 (CFPS2016)，运用多层模型从人力资本、就业动机与宏观就业机会 3 个角度分析影响中国城市老年人经济参与的因素。研究表明，在人力资本因素中，健康对城市老年人的经济参与存在正向影响，而受教育程度则呈现负向影响；在就业动机因素中，子女的代际支持对城市老年人经济参与没有显著影响，而是否拥有退休金则具有显著影响，因此在一定程度上支持被动经济参与的观点；本文的创新之处在于提出并验证了宏观就业市场中劳动力需求与供给对城市老年人的经济参与的影响。本文认为对于政策制定而言，在积极老龄化视角下开发老年人人力资源的思考方向是如何能够更好地运行经济系统，并非主要关注于老龄化问题。

关键词：城市老年人；经济参与；人力资本；参与动机；就业机会

中图分类号：C913.6 **文献标识码：**A **文章编号：**1004-7794(2019)02-0060-06

DOI: 10.13778/j.cnki.11-3705/c.2019.02.010

一、引言

老年期的经济参与是积极老龄化的重要组成部分。伴随世界范围内人口老龄化的发展，1982 年美国学者罗伯特提出“生产性老龄化”，1997 年西方七国丹佛会议首次提出“积极老龄化”的概念，1999 年欧盟召开“积极老龄化”国际会议。2002 年，世界卫生组织 (2003) 将“积极老龄化”明确阐释为“人到老年时，为了提高生活质量，使健康、参与和保障的机会尽可能发挥至最大效应的过程”^[1]。积极老龄化是一种把老年人参与作为重要一环和健康老龄化、有保障老龄化结合起来的理念。

当前我国人口老龄化呈现增长速度快、增长规模大、高龄老人多、分布不平衡等特点 (曾光霞, 2014)^[2]。根据国家统计局 (2018) 最新数据显示，2017 年，我国 60 岁及以上人口约 2.4 亿

人，占总人口的 17.3%^[3]。65 岁及以上人口约 1.5 亿人，占总人口的 11.4%。我国预计在 2030 年进入超老龄社会，21 世纪中叶我国老年人口规模将达到峰值 (翟振武等, 2016)^[4]。庞大的老年人口在给社会带来巨大养老负担的同时也带来巨大的经济增长机遇。

在这种背景下，探讨影响我国城市老年人经济活动参与的因素，有利于为我国老年人人力资源的开发、国家政策方针制定以及积极应对人口老龄化提供有力支持。

二、文献综述

(一) “老年人经济参与”的概念界定

现行的老年人定义主要有两种，一是法国学者皮撒等人受联合国委托在 1956 年出版的《人口老龄化及其社会经济后果》中使用 65 岁作为老年的起点，主要是针对西方发达国家，而 1982 年在

奥地利维也纳举行的世界老龄问题大会确定老年年龄起点为 60 岁,主要是面向发展中国家(郭沧萍,1999)^[5]。2015 年我国新修订的《老年人权益保障法》中规定:“老年人是指 60 周岁以上的公民。”本文的研究对象为 60 周岁及以上拥有城市户籍的人口。李翌萱(2016)认为老年人的经济活动参与是指老年人以各种形式从事生产活动并获得相应收入和酬劳^[6]。它既包括老年人退休后的正式再就业,也包括老年人各种形式灵活的非正规就业。本研究中将“城市老年人经济参与”定义为 60 周岁及以上的有城市户口的老年人从事任何可以获得劳动报酬的各种正式或非正式的生产活动。

(二) 影响老年人经济参与的因素

针对影响“老年人经济活动参与”的因素研究,从既有研究成果来看,大致可分为个人特征、家庭特征、社会特征 3 类。

个人特征主要包括性别、年龄、健康状况、受教育程度、婚姻状况、经济状况等。在年龄上,中低龄老年人经济活动的参与要高于高龄老年人(姜向群等,2009)^[7]。健康状况和受教育程度都是人力资本的重要组成部分。健康状况越差的老年人劳动参与率可能性更低(童玉芬等,2017)^[8]。受教育程度和婚姻状况对老年人劳动参与也存在影响(张翼,1999)^[9]。此外,经济状况也是影响老年人劳动参与的重要因素(姜向群等,2013)^[10]。

家庭特征主要包括子女数和代际经济支持等因素。子女数对老年人家庭供养有显著影响(郭志刚,1996;胡仕勇,2016)^[11-12],但也有研究认为子女数的多少对于老年人的养老影响并不显著(夏传玲等,1999;慈勤英等,2013)^[13-14]。代际经济支持方面,代际之间的双向支持会对老年人经济活动产生抑制或制约两种不同影响(彭青云等,2017)^[15]。

社会特征,包括养老保险、养老金待遇、地区因素、年龄结构、产业结构等。社会保险对城乡低龄老年人再就业的拥有不同效应,对城市老年人而言参保意味着较高的待遇水平(朱浩等,2015)^[16]。地区特征,包括城乡和地理分布。研

究者发现且不同年龄段城乡就业比例有显著差异(赖妙华;2017)^[17]。此外,产业比例与年龄结构对劳动参与都有显著影响(王莹莹等,2015;陈贵富,2016)^[18-19]。

综合以往文献对老年人的经济活动的研究主要呈现以下特点。第一,老年人的经济参与是研究的重点关注对象,但对老年期经济参与动机的研究往往浅尝辄止,或是选择性忽略。第二,在讨论代际支持和社会保障与老年人劳动参与之间的关系时未能考虑宏观因素的影响。第三,在探讨个人特征对老年人经济参与的影响时,对宏观环境因素关注不足,即使考虑到宏观因素的影响,却未能综合考虑个体特征的作用。

在劳动力市场中,老年人的经济参与有多种解读角度:这既可能是老年人积极参与的表现,也可能是老年人在缺乏家庭代际支持和社会保障之下的被动选择。通常对就业机会的研究将影响个体就业机会的因素划分为人力资本,诸如教育程度、劳动技能、健康状况等,宏观上影响就业机会的因素,如经济规模、产业结构、就业政策、收入与消费水平等。但对于老年人这一特殊群体而言,由于他们并非劳动力大军的主流而未被既有就业理论充分考虑。为有效分析城市老年人的经济参与,必须围绕“老年”这一特征重新纳入具有解释力的影响因素。一部分老年人就业是出于积极老龄化而产生的主动经济参与的动机,但也有相当一部分是在代际支持与社会支持缺乏之下而延续劳动年限或再就业。因此,首先要考虑的因素是老年人代际支持和社会保障的程度。影响退休后老年人继续就业的可能性的因素,一是众所周知的个人人力资本,二是当地的就业机会。就业机会将取决于地方经济发达程度、产业结构,非农产业尤其服务业能够创造大量的就业机会。强烈的经济参与意愿在年轻型的年龄结构下将难以得到实现,而在老年型的年龄结构中,老年人将更有机会替代年轻人的岗位。

综上所述,本文的研究围绕人力资本、参与动机以及宏观就业机会探究城市老年人经济参与的影响因素,具体形成如下假设。

H1:人力资本假设。城市老年人的教育程度

越高、健康状况越好，经济参与的可能性越高。

H2：参与动机假设。城市老年人的代际支持与社会保障力度越低，经济参与的可能性越高。

H3：就业机会假设。地方经济越发达、服务业比重越高、年龄结构越趋于老年型，城市老年人经济参与的可能性越高。

H4：群组效应假设。同等代际支持与社会保障力度对城市老年人经济参与的影响存在省际差异。

三、数据来源和变量说明

（一）数据来源

本文使用的数据来自北京大学社会科学调查中心实施的中国家庭追踪调查（CFPS）2016年数据。CFPS旨在通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁，为学术研究和公共政策分析提供数据基础。CFPS2016年的数据覆盖全国31个省，总样本量为33269个。剔除缺失严重的样本和不符合条件的样本后，最终进入本文分析的样本数为3800个。

除微观个体数据外，本研究还使用了包括总GDP、人均GDP、非农产业比重、服务业比重以及15~65岁劳动力人口比重在内的相应省级社会统计指标，数据取自《中国统计年鉴（2017）》省级社会统计数据。

（二）变量测量

本研究主要考察人力资本、就业动机与就业机会对城市老年人经济参与的影响，因此研究的

因变量为经济参与，采用CFPS2016中个体的就业状况来衡量，在问卷中将“失业”与“退出劳动力市场”合并为“无工作”，赋值为0，“有工作”赋值为1。无工作比例为69.59%，有工作比例为30.41%，近1/3的城市老年人仍然在参与经济活动。

自变量可分为4组。首先是个体层次的控制变量，如年龄、性别与婚姻状况。其次是个体人力资本变量，包括教育程度与健康状况。再次是老年人经济参与动机变量，以问卷中“过去6个月子女是否提供物质或现金的经济帮助”衡量代际经济支持，若存在多个子女，只要有一个子女提供经济帮助，则赋值为1，若没有一个子女提供经济帮助则赋值为0；以“是否领取离退休金”来衡量社会保障。最后是群组层面的就业机会变量，以省份人均GDP衡量经济发达程度，以服务业比重衡量产业结构，由于数据的限制以15~65岁劳动力人口比重衡量年龄结构。

（三）分析方法

由于涉及个体层次人力资本、就业动机变量与宏观层次就业机会变量，因变量为二分类变量，因此采用多元Logistic回归模型。在本研究中运用多元Logistic回归模型不仅考虑了个体的人力资本、代际支持与社会保障，也考虑到影响宏观就业环境的经济规模、产业结构以及年龄结构等因素，以及二者之间的交互影响。考虑到数据收集的困难，本研究侧重分析省级层面的群组效应。经过Logit变换后的多层模型为：

表1 个体层次变量和县级统计指标的分布情况

变量维度	变量名称	变量类型	变量解释与描述
控制变量	年龄	数值型	均值为68.5
	性别	二分类	女性=0 (51%),男性=1 (49%)
	婚姻状况	二分类	无配偶=0 (19.92%),有配偶(80.08)
人力资本变量	健康状况	多分类	非常健康=0 (4.97%)；很健康=1 (9.84%)；比较健康=2 (34.00%)；一般=3 (26.82%)；不健康=4 (24.37%)
	教育程度	多分类	小学及以下=0 (65.13%)；小学=1 (20.55%)；初中=2 (10.03%)；高中及以上=3 (4.29%)
就业动机变量	退休金	二分类	无=0 (66.45%)；有=1 (33.55%)
	有无代际经济支持	分类	无=0 (57.66%)；有=1 (42.34%)
就业机会变量	省人均GDP（千亿）	数值型	均值为65.00
	服务业比重（%）	数值型	均值为52.07
	劳动人口比重（%）	数值型	均值为73.79

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_k \beta_{jk} X_{kij} \quad (1)$$

$$\beta_{0j} = \eta_{00} + \sum_m \eta_{0m} Z_{mj} + \varepsilon_{0j} \quad (2)$$

$$\beta_{jk} = \eta_{j0} + \sum_m \eta_{jm} Z_{mj} \quad (3)$$

其中, Y_{ij} 表示在 j 省中个体 i 参与经济活动的 Logit; X_{ij} 和 Z_{mj} 分别代表个体层次和省级层次的解释变量, 相应的回归系数由 β_{jk} 和 η_{jm} 来表示。 β_{0j} 表示随机截距, ε_{0j} 为省级残差项, 服从 $(0, \sigma_u^2)$ 的正态分布。个体层次上解释变量的回归系数 β_{jk} 不仅由省级层次的变量 Z_{mj} 所决定, 而且还可以在不同省级单位之间发生变动。

四、结果分析

依据研究假设与模型设置, 笔者将以此考察

人力资本、就业动机与就业机会对城市老年人经济参与的影响。模型结果见表 2。

表 2 结果表明, 模型 1 方差的估计值为 0.713, 卡方检验结果 $p < 0.001$, 统计上显著, 表明不同省份城市老年人的经济参与存在差异。而组内相关系数为 0.134, 意味着在个体经济参与差异中的 13.4% 是由于省份之间的差异造成的, 组内相关系数在统计上显著, 即存在群组现象, 根据 Cohen (1988)^[20] 的论证, 当 $\rho \geq 0.059$ 时, 就有必要采用多层线性模型。而本文的组内相关系数远大于 0.059, 故有必要构建多层模型进行分析。

模型 2 引入个体控制变量, 年龄、性别与有配偶对城市老年人的经济参与都有显著影响,

表 2 城市老年人经济参与动机和机会的多层 Logistic 模型分析结果 (Odds)

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
控制变量					
年龄		0.901***	0.898***	0.899***	0.899***
性别 (女性)					
男性		1.751***	2.125***	2.124***	2.116***
婚姻状况 (无配偶)					
有配偶		1.284*	1.475**	1.480***	1.487***
人力资本变量					
健康状况 (非常健康)					
很健康			0.743	0.753	0.745
比较健康			0.613**	0.615**	0.620*
一般			0.546**	0.548**	0.553**
不健康			0.320***	0.322***	0.323***
受教育程度 (小学及以下)					
小学			0.458***	0.459***	0.461***
初中			0.446***	0.444***	0.444***
高中			0.358***	0.359***	0.374***
就业动机变量					
有无代际经济支持 (无)			0.940	0.931	0.915
退休金 (无)			0.249***	0.248***	0.209***
就业机会变量					
人均 GDP				1.010*	1.009*
服务业比重				0.977	0.972
劳动力比重				0.863***	0.871***
截距	-0.778***	5.780***	6.983***	18.345***	17.921***
δ_u^2	0.713***	0.757***	0.582***	0.275***	0.265***
组内相关系数 (ρ)	0.134***	0.148***	0.093***	0.023***	0.021***
N	3800	3800	3800	3800	3800
对数似然值	-2215.9	-2043.1	-1854.5	-1841.3	-1835.7
自由度	2	3	12	15	15

注: 变量中括号内为参考类别; * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

随着年龄的增加,经济参与的可能性下降;在60岁以后男性比女性参与经济活动的可能性更大;有配偶比无配偶参与经济活动的可能性更大。在控制个体变量之后,群组效应反而上升至14.8%,个体经济参与的省份差异扩大。

模型3引入所有个体层面的变量,包括人力资本变量与就业动机变量。相比于“非常健康”,“很健康”组城市老年人的经济参与没有显著差异,而“比较健康”“一般”“不健康”组的城市老年人的经济参与的可能性降低,并且存在梯度效应,即健康状况越差,经济参与的可能性越低。受教育程度对经济参与的影响与健康状况相反,相比于受教育程度“低于小学”组,受教育程度越高,经济参与的可能性越低。因此,模型3部分支持人力资本假设,健康状况对经济参与具有正向影响,而受教育程度对经济参与则是负向影响。这说明健康状况是老年人经济参与的重要前提条件。受教育程度是年轻人的重要的人力资本组成,受教育程度越高获得工作机会的可能性越大,可能恰恰由于受教育程度高的老年人在年轻时获得较好的工作机会而具有一定的经济物质积累或社会保障,因而在年老之时参与工作的可能降低,所以受教育程度与老年人的经济参与之间呈现负相关关系。

引入就业动机变量后的结果显示,有无代际经济支持对城市老年人经济参与的影响没有显著差异。而相比于没有退休金的城市老年人,有退休金的城市老年人经济参与的可能性更小,并呈现出非常显著的相关关系。如果缺乏子女经济支持以及社会保障的城市老年人经济参与的可能性更大,那么城市老年人更多是一种被动的经济参与,是由于缺乏经济物质保障而参与工作。模型结果部分支持就业动机假设,社会保障的效应被证实,而代际支持的效应则不显著。此外,组内相关系数下降0.55,说明经济参与在省间的差异一部分是由于个人人力资本、代际支持与社会保障状况的差异所致。

模型4加入省级层面影响宏观就业机会的变量,包括人均GDP、服务业比重与劳动力人口比重。结果表明,人均GDP对城市老年人经济参与

有正向影响,人均GDP所代表的地区经济发达程度越高,城市老年人经济参与的可能性就越大;劳动力人口比重对城市老年人经济参与存在负向影响,劳动力人口比重越高,城市老年人经济参与的可能性越小;而服务业比重对城市老年人的经济参与没有显著影响。模型结果同样部分验证了工作机会假设,即人均GDP所代表的地方经济发达程度以及劳动力人口比重所代表的劳动力市场竞争程度所塑造的宏观就业机会对城市老年人经济参与有显著的影响,而服务业比重所代表的产业结构的影响没有被验证。引入省级变量之后,组内相关系数进一步下降了0.07,解释了城市老年人经济参与75%(0.07/0.093)的省级差异,可见人均GDP与劳动力比重具有很好的解释力。

模型5为随机系数模型,由于模型3表明就业动机变量中只有退休金对城市老年人经济参与具有显著影响,因此模型5只检验退休金对城市老年人经济参与的影响在不同省份之间是否存在显著差异,模型结果验证了退休金对经济参与的群组效应假设。

五、总结与讨论

本文利用2016年中国家庭追踪调查数据,从人力资本、就业动机与宏观就业机会3个角度探索影响城市老年人经济参与的因素。研究结果表明目前30.41%的城市老年人仍然参与经济活动。对于传统的人力资本假设,即认为健康状况越好、教育程度越高,经济参与的可能性越大,研究结果验证了健康状况的正向效应,但无法判断是健康状况好的老年人才能进行工作,还是工作促进了健康水平;而教育程度则呈现负效应,结合生命历程理论本文认为城市老年人就业存在累积优势的效应,即教育程度高的老年人青年时获得较好的就业机会,因而老年时有一定的物质经济积累以及社会保障,因此经济参与的可能性降低。

对于就业动机假设,研究结论更偏向被动参与,即社会保障不足促使城市老年人具有更高的经济参与动力,以获得物质经济来源。对于就业机会假设,研究结果显示,宏观的就业机会对老年人经济参与将产生显著影响,在劳动力需求方面,经济水平越发达,工作机会越多,则城市老

年人经济参与的可能性就越大；在劳动力供给或竞争方面，劳动人口比重越高，则城市老年人的就业竞争越大，经济参与的可能性越低。而对于群组效应假设，证实了社会保障对城市老年人经济参与的影响存在省际差异。

老年人的个人因素的确会对其经济参与可能性产生不同程度的影响。但是宏观环境的研究同时也说明老年人的再就业也不仅是老年人的问题，老年人的经济问题也不只是老年人的个人问题。老年人经济参与是一个涉及代际、市场、政策等多方博弈的过程。人口老龄化并不意味着将来会产生严重的劳动力短缺的现象。从长远而言，对于老年劳动者而言也不意味着在退休、失业或调换工作后他们将更容易地获得合适的再就业机会。对于政策制定而言，在积极老龄化视角下开发老年人力资源思考的方向是如何能够最好地运行经济系统，而并非主要关注于老龄化问题的讨论。研究结果对于在积极老龄化视角下如何开发老年人力资源改善老年人生活质量有着积极的指导意义。

但本文也存在不足之处，首先目前 30.41% 的城市老年人仍然参与经济活动，这与以往研究结果有一定差异，主要原因在于本数据样本中 90% 的城市老年人以 79 岁以下年轻老年人为主。其次，退休金对经济参与的影响存在省际差异，但其具体的调节机制尚待进一步研究。最后，由于省际数据的限制，在模型分析时缺乏动态视角的考察。这是进一步研究可以努力的方向。

参考文献

- [1] 世界卫生组织. 积极老龄化政策框架[M]. 华龄出版社, 2003.
- [2] 曾光霞. 中国人口老龄化新特点及影响[J]. 重庆大学学报: 社会科学版, 2014, 20(2): 136-139.
- [3] 中华人民共和国 2017 年国民经济和社会发展统计公报[J]. 中国统计, 2018(3): 7-20.
- [4] 翟振武, 陈佳鞠, 李龙. 中国人口老龄化的大趋势、新特点及相应养老政策[J]. 山东大学学报: 哲学社会科学版, 2016(3): 27-35.

- [5] 邬沧萍. 社会老年学[M]. 中国人民大学出版社, 1999.
- [6] 李翌萱. 积极老龄化视域下中国老年人经济活动参与研究[J]. 兰州学刊, 2016(5): 156-163.
- [7] 姜向群, 杜鹏. 中国老年人的就业状况及其政策研究[J]. 中州学刊, 2009(4): 109-113.
- [8] 童玉芬, 廖宇航. 健康状况对中国老年人劳动参与决策的影响[J]. 中国人口科学, 2017(6): 105-116, 128.
- [9] 张翼. 受教育水平对退休老年人再就业的影响[J]. 中国人口科学, 1999, (4): 27-31, 33-34.
- [10] 姜向群, 刘妮娜. 我国农村老年人过度劳动参与问题研究[J]. 中州学刊, 2013(12): 73-77.
- [11] 郭志刚, 张恺悌. 对子女数在老年人家庭供养中作用的再检验——兼评老年经济供给“填补”理论[J]. 人口研究, 1996, (2): 7-15.
- [12] 胡仕勇, 李佳. 子代数量对农村老年人代际经济支持的影响——以亲子两代分居家庭为研究对象[J]. 人口与经济, 2016(5): 47-54.
- [13] 夏传玲, 麻凤利. 子女数对家庭养老功能的影响[J]. 人口研究, 1995, (1): 10-16.
- [14] 慈勤英, 宁雯雯. 多子未必多福——基于子女数量与老年人养老状况的定量分析[J]. 湖北大学学报: 哲学社会科学版, 2013, 40(4): 69-74.
- [15] 彭青云, 朱晓. 影响城市老年人经济活动参与的家庭因素分析[J]. 人口与发展, 2017, 23(3): 68-75, 105.
- [16] 朱浩, 易龙飞. 社会保险对城乡低龄老年人再就业的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析[J]. 西北人口, 2015, 36(3): 53-58.
- [17] 赖妙华. 何时方休?——中国老年人就业参与的队列分析[J]. 北京社会科学, 2017(3): 102-110.
- [18] 王莹莹, 童玉芬. 中国人口老龄化对劳动参与率的影响[J]. 首都经济贸易大学学报, 2015, 17(1): 61-67.
- [19] 陈贵富. 人力资本、产业结构和我国城镇劳动参与、就业形态[J]. 人口学刊, 2016, 38(1): 95-107.
- [20] Cohen J. Statistical power analysis for the behavioral sciences/Jacob Cohen[J]. Technometrics, 1988, 31(4): 499-500.

作者简介:

汪斌, 男, 1994 年生, 安徽东至人, 现为中国人民大学社会与人口学院在读硕士研究生, 研究方向为老年社会学、老龄经济学。

郑家豪, 男, 1994 年生, 福建宁德人, 现为中国人民大学社会与人口学院在读硕士研究生, 研究方向为社会心理学。

(责任编辑: 王思瑶)